

UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE

Přírodovědecká fakulta

Katedra fyzické geografie a geoekologie



Ondřej PEKAŘ

## **PŘÍSTUPY K HODNOCENÍ VLIVU KLIMATICKÝCH CHARAKTERISTIK NA RŮST DŘEVIN**

SELECTED APPROACHES OF CLIMATE-GROWTH RELATIONSHIP  
DETERMINATION OF TREES

*Bakalářská práce*

Vedoucí práce: Mgr. Václav Tremel, Ph.D.

Praha 2015

Prohlašuji, že jsem tuto bakalářskou práci vytvořil samostatně, a že jsem veškeré použité prameny řádně citoval. Tato práce ani její podstatná část nebyla použita k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 22. května 2015

Ondřej PEKAŘ

Rád bych poděkoval panu Mgr. Václavu Tremlovi, Ph.D. za vedení mé bakalářské práce. Za cenné rady a připomínky, za trpělivost, ale také za čas, který věnoval vedení a opravám mé práce. Také bych rád poděkoval všem svým blízkým za podporu v průběhu celého studia.

## **Abstrakt**

Předložená bakalářská práce popisuje využití šířek letokruhů v dendroklimatologii a hlavní přístupy při jejich zpracování a rekonstrukci klimatických proměnných. Představuje základní poznatky o vlivu klimatu na tvorbu letokruhů, popisuje jejich zpracování a získání klimatického signálu. Z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií je za použití základních standardizačních metod vytvořeno 26 stanovištních standardních a residuálních chronologií. Ty byly porovnány a pomocí Pearsonových korelací byla určena závislost u standardních chronologií na průměrných teplotách za červen – červenec a u residuálních chronologií na průměrných teplotách za květen – červenec. Nejlépe korelovaná teplotní proměnná byla rekonstruována metodou škálování za období 1900 – 1970. Pro rekonstrukci se ukázaly jako nejvhodnější metody odstranění věkového trendu založené na negativní exponenciále a RCS. Obě byly vhodné k uchování vysokofrekvenčního i nízkofrekvenčního klimatického signálu.

**Klíčová slova:** Dendroklimatologie, letokruhové chronologie, standardizace, klimatická rekonstrukce

## **Abstract**

Presented bachelor thesis describes the use of tree-ring widths in dendroclimatology and main approaches of climate variables reconstruction. It reviews the basics about climate influence on tree-ring formation and extraction of climate signal from tree-rings. Main standardization methods were used to develop 26 standard and residual chronologies from adjusted and not adjusted tree-ring series coming from high-elevation Norway spruce stands. Chronologies were compared in terms of correlation with summer temperatures. The best correlated temperature variable were the June-July temperatures both for standard and residual chronologies. Tree-ring width chronologies were scaled to observed June-July temperatures. Based on comparison of scaled and real June-July temperatures, negative exponential function and RCS method appear to be the most suitable to preserve both high and low frequency climate signal.

**Key words:** Dendroclimatology, tree-rings chronology, standardization, climate reconstruction

## Seznam tabulek umístěných v textu

**Tabulka 1:** Přehled vytvořených chronologií použitých v bakalářské práci.

**Tabulka 2:** Charakteristiky chronologií vytvořených z nevyrovnaných letokruhových sérií

**Tabulka 3:** Charakteristiky chronologií vytvořených z vyrovnaných letokruhových sérií

**Tabulka 4:** Korelace průměrných teplot za měsíce VI – VII a indexů letokruhových šířek pro standardní chronologie použitých metod standardizace

**Tabulka 5:** Korelace průměrných teplot za měsíce V – VII a indexů letokruhových šířek pro residuální chronologie použitých metod standardizace

**Tabulka 6:** Korelace rekonstruovaných a skutečných teplot pro nevyrovnané a vyrovnané letokruhové série

**Tabulka 7:** Korelace shlazených řad rekonstruovaných a skutečných teplot pro nevyrovnané a vyrovnané letokruhové série

## Seznam obrázků umístěných v textu

**Obrázek 1:** Vliv nízkých srážek a vysokých teplot na tvorbu úzkého letokruhu (Fritts 1976 in Drápela & Zach 1995).

**Obrázek 2:** Grafické znázornění nevyrovnaných letokruhových sérií.

**Obrázek 3:** Grafické znázornění vyrovnaných letokruhových sérií

**Obrázek 4:** Průběh hodnot EPS pro chronologie vytvořené z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií

**Obrázek 5:** Průběh hodnot rbar pro chronologie vytvořené z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií

**Obrázek 6:** Pearsonovy korelační koeficienty indexů šířek letokruhů a příslušných průměrných teplot za měsíce předchozí květen až současný prosinec s průměrnými hodnotami za letní vegetační období a období předchozí říjen a předchozí listopad. Průměrné hodnoty korelací jsou zobrazeny jako sloupce a příslušné úsečky představují maximální a minimální korelace za daný měsíc pro nevyrovnané letokruhové série.

**Obrázek 7:** Pearsonovy korelační koeficienty indexů šířek letokruhů a příslušných průměrných teplot za měsíce předchozí květen až současný prosinec s průměrnými hodnotami za letní vegetační období a období předchozí říjen a předchozí listopad. Průměrné hodnoty korelací jsou zobrazeny jako sloupce a příslušné úsečky představují maximální a minimální korelace za daný měsíc pro vyrovnané letokruhové série.

**Obrázek 8:** Klouzavé korelace letokruhových indexů a teplot za vybrané měsíce s 31-letým oknem a 15-ti letým překryvem vykreslené plnou čarou. Plocha příslušné barvy představuje rozptyl hodnot vytvořených více metodami standardizace (ensemble approach). Koeficienty byly počítány za období 1900 – 1970

**Obrázek 9:** Graficky znázorněný průběh rekonstruovaných teplot porovnaný se skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie nevyrovnaných letokruhových sérií

**Obrázek 10:** Graficky znázorněný průběh rekonstruovaných teplot porovnaný se skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie vyrovnaných letokruhových sérií

**Obrázek 11:** Graficky znázorněný průběh shlazených rekonstruovaných teplot porovnaný se shlazenými skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie nevyrovnaných letokruhových sérií

**Obrátek 12:** Graficky znázorněný průběh shlazených rekonstruovaných teplot porovnaný se shlazenými skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie vyrovnaných letokruhových sérií

### **Seznam zkratk použitých v textu**

**NE** – metoda standardizace negativní exponenciála

**SPLINE** – metoda standardizace pomocí Gaussovského nízkofrekvenčního filtru

**RCS** – metoda standardizace regionální růstovou křivkou

**BEZ DETR** – standardizací neupravené šířky letokruhů, bez odstranění věkového trendu

**POM** – metoda výpočtu indexů poměry

**ROZ** – metoda výpočtů indexů rozdílů

Např.: NE-POM *znamená metoda standardizace negativní exponenciála a výpočet indexů poměry*

## Obsah

Abstrakt .....	4
Abstract .....	5
Seznam tabulek umístěných v textu .....	6
Seznam obrázků umístěných v textu .....	6
Seznam zkratk použitých v textu .....	7
Obsah.....	8
<b>1. Úvod.....</b>	<b>10</b>
<b>2. Základy dendroklimatologie.....</b>	<b>11</b>
<b>2.1. Radiální růst dřevin .....</b>	<b>11</b>
2.1.1. Tvorba letokruhů.....	11
2.1.2. Vliv klimatu na růst dřevin .....	12
2.1.3. Cookův model růstu .....	14
2.1.4. Autokorelace šířek letokruhů .....	15
<b>2.2. Analýza letokruhových sérií .....</b>	<b>16</b>
2.2.1. Křížové datování.....	16
2.2.2. Standardizace.....	16
2.2.2. Deterministické funkce .....	17
2.2.3. Stochastické funkce .....	18
2.2.4. Nové metody standardizace letokruhových křivek: RCS, „Signal-free“ a BAI ...	19
2.2.5. Letokruhové indexy .....	21
2.2.6. Letokruhová chronologie a hodnocení její spolehlivosti.....	22
<b>2.3. Letokruhové signatury .....</b>	<b>24</b>
<b>2.4. Získání klimatického signálu z letokruhové chronologie.....</b>	<b>25</b>
2.4.1. Rekonstrukce .....	25
2.4.2. Kalibrace .....	25
2.4.3. Verifikace .....	26
2.4.4. Vliv škálování a regrese na rekonstrukci teplot .....	27
<b>3. Data a metody .....</b>	<b>29</b>
<b>3.1. Klimatická data a letokruhové série .....</b>	<b>29</b>
<b>3.2. Standardizace a tvorba stanovištní chronologie .....</b>	<b>29</b>
<b>3.3. Citlivost ke klimatickým proměnným .....</b>	<b>31</b>



3.3.1.	Korelační koeficienty.....	31
3.3.2.	Klouzavé korelace.....	31
3.3.3.	Dendroklimatická rekonstrukce .....	31
4.	Výsledky .....	32
4.2.	Korelační analýza .....	34
4.2.1.	Korelační koeficienty.....	34
4.2.2.	Klouzavé korelace.....	37
4.3.	Dendroklimatologická rekonstrukce .....	38
5.	Diskuze .....	44
5.1.	Statistiky chronologie.....	44
5.2.	Korelační analýza .....	44
5.3.	Dendroklimatologická rekonstrukce .....	45
6.	Závěr.....	48
7.	Použitá literatura.....	49

## 1. Úvod

Dendrochronologie je vědní obor, zabývající se studiem a datováním letokruhů (Fritts 1976). Začíná se rozvíjet začátkem 20. století v USA zásluhou A. E. Douglassa. Z širokého oboru dendrochronologie vychází řada dalších disciplín označených předponou dendro, např. dendrohydrologie, studující minulé záplavy a průtoky řek či např. dendrogeomorfologie zabývající se geomorfologickými procesy v minulosti (Schweingruber 1996).

Jedna z možností aplikace dendrochronologie je i rekonstrukce klimatu na základě dat získaných z letokruhů. Obor zabývající se touto činností se nazývá dendroklimatologie (Speer 2010). Rekonstrukci klimatu umožňuje provázanost růstu dřevin a jednotlivých složek klimatu jako jsou teplota, srážky, vítr, počet slunečních dní nebo půdní vlhkost. Výhodou dendroklimatologie, oproti jiným způsobům rekonstrukce klimatu je spolehlivé datování s vysokým časovým rozlišením (Speer 2010). Büntgen et al. (2013) ukazují na dendroklimatologické rekonstrukci dokonce možnost sledovat provázanost klimatu s vývojem lidských dějin ve středověku, zejména vznik konfliktů a morových ran při náhlých poklesech teplot. První dendroklimatologická rekonstrukce v ČR se objevuje až v roce 1997 prací Brázdila et al. (1997) a zabývá se rekonstrukcí teploty vzduchu v Krkonoších.

Existuje více přístupů ke zpracování letokruhových dat, při jejichž použití se výsledné rekonstrukce mohou do určité míry lišit. Proto, jestliže chceme sestavit spolehlivou klimatickou rekonstrukci, je nezbytné nejdříve pochopit mnoho složitých vztahů a řadu biologických a statistických proměnných (Fritts 1976).

Hlavním cílem bakalářské práce je porovnat přístupy k hodnocení vlivu klimatických charakteristik na růst dřevin. Mezi dílčí cíle patří:

- zpracování rešerše na téma „získání klimatického signálu z dendrochronologických dat“ se zaměřením na šířku letokruhu
- na souboru dat analyzovat rozdíly v rekonstrukcích získaných různými metodami zpracování dendrochronologických dat

## 2. Základy dendroklimatologie

### 2.1. Radiální růst dřevin

#### 2.1.1. Tvorba letokruhů

Růst dřeva, který následuje po období dormance, zahrnuje mnoho fyzických a biochemických procesů a všechny tyto procesy jsou ovlivňovány mnoha vnějšími podmínkami prostředí, což má za následek různé tempo růstu až už během jednoho dne, či celého života dřevin (Fritts 1976). Radiální růst je zajišťován zejména dělením buněk kambia a následným růstem a maturací buněk z kambia diferencovaných. Během tohoto děje vznikají pletiva nová, směrem dovnitř kmene je to xylém, jehož odumřelé buňky mají opěrnou a transportní funkci. Vně kmene je to pletivo floém s živými buňkami, transportující látky vytvořené fotosyntézou (Pallardy 2008). Radiální růst dřevin je stimulován komplexem hormonů, z nichž nejdůležitější je auxin, tvořící se ve vzrostných vrcholech a směrem dolů pak iniciuje radiální růst. Buňky xylému jsou tvořeny primární a sekundární stěnou. Primární stěna vzniká při buněčném dělení kambia a obepíná protoplasty, poté se vytvoří širší sekundární stěna složená převážně z celulózy a ligninu a zastává tak opornou funkci stromu (Pallardy 2008). Oproti tomu buňky floému mají měkké stěny, které se mohou v některých případech i zbortit. Při poslední fázi zrání buněk xylému dochází ke ztrátě protoplastu, tzn. že vnitřek buňky zaniká autolýzou a buňky kromě opěrné funkce umožňují vést vodu. Doba od vzniku buňky k jejímu zániku může např. u borovice trvat jen několik dnů (Pallardy 2008).

Během růstu stromu se může stát, že v části kmene se nevytvoří letokruh, zatímco v jiné ano. Takovou situaci nazýváme chybějící letokruh a je typická pro velmi staré stromy či pro stromy, které jsou v růstu omezovány (Schweingruber 1996). Oproti tomu se během jednoho roku může vytvořit i více než jeden letokruh. Tzv. falešné letokruhy mohou být způsobeny environmentálním stresem, např. suchem či houbovou infekcí, během kambialní aktivity, která po jeho odeznění může pokračovat (Pallardy 2008). U stromů, které byly např. větrem ukloněny ke straně, dochází k přerozdělení látek podporující růst a vzniká reakční dřevo. A to buď kompresní dřevo u jehličnanů nebo tenzní dřevo u listnáčů (Pallardy 2008).

Vliv na růst dřevin mají i změny spojené s věkem stromu. Mladší (menší) stromy mají tendenci mít větší radiální přírůst než-li stromy staré (velké). Tento trend vyplývá z geometrického omezení přidávání ročního objemu biomasy na kmen stromu o zvětšujícím se poloměru (Cook & Kairiukstis 1990). Jelikož je tento trend nestacionární, nebo-li časově proměnlivý, má za následek změnu rozptylu letokruhových šířek v průběhu času, zvanou také jako heteroskedascita (Helama et al. 2004). Během stárnutí dřevin dochází dále ke zpomalování procesů dělení a diferenciace buněk a na stáří stromu je závislá i stavba buněk a jejich stěn. V závislosti s věkem se mění schopnost reagovat na přírodní faktory, nebo-li sensitivita a proto můžeme růstové struktury dřevin klasifikovat, dle stáří, na

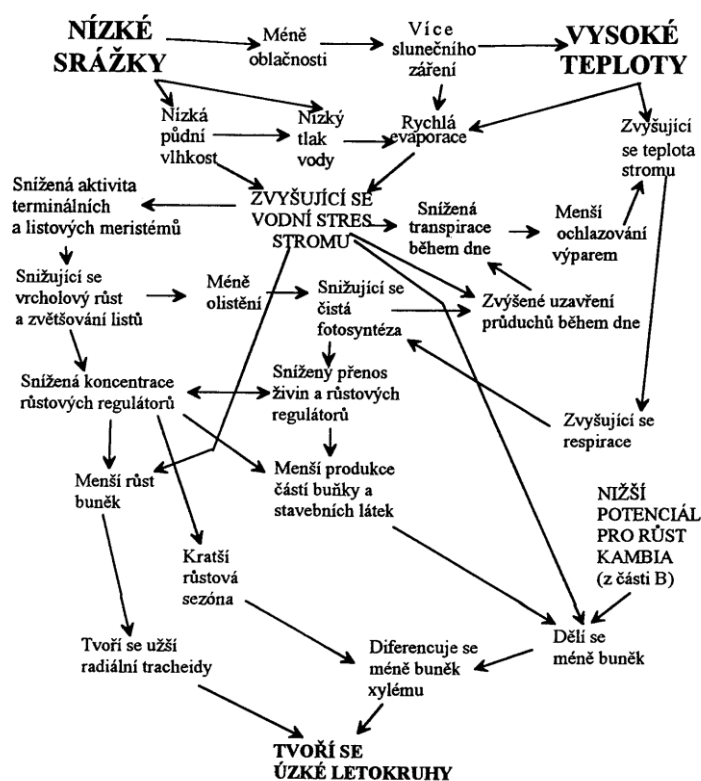
juvenilní dřevo, charakteristické progresivním přírůstem, a dospělé dřevo, typické více méně konstantní velikostí buněk (Schweingruber 1996). Při hledání klimatického signálu je třeba růstové změny spojené s věkem stromu odstranit pomocí procesu standardizace (Fritts 1976).

### 2.1.2. Vliv klimatu na růst dřevin

Neustále se měnící přírodní podmínky podporují, nebo naopak omezují růst stromu, což má za následek pestrost letokruhů různých šířek. Období kambiální aktivity se liší dle přírodních podmínek, ale i dle druhu dřeviny. Obecně mají jehličnaté stromy delší růstové období než listnaté stromy při stejných přírodních podmínkách a i mladší dřeviny převyšují délkou období růstu starší dřeviny. Zároveň při stejných přírodních podmínkách mají neopadavé jehličnany delší období kambiální aktivity než-li opadavé stromy (Fritts 1976, Pallardy 2008). Začátek vegetačního období dřevin je typický tvorbou buněk s širším lumen s tenčími stěnami nazývaných jarním dřevem a oproti tomu, ke konci vegetačního období, se tvoří buňky s užším lumen s širšími stěnami, které mají zploštělý tvar, a jsou zvané jako letní dřevo (Schweingruber 1996). Pro dřeviny v temperátní zóně začíná radiální růst obvykle pozdě na jaře - duben, květen nebo červen a ustává obvykle v měsících srpnu nebo září, nicméně délka období růstu se může lišit od 6 měsíců, u dřevin rostoucích v nízkých nadmořských výškách, s dostatečně vlhkým a teplým klimatem, až po 4 týdny u dřevin rostoucích ve vysokých nadmořských výškách či vysokých zeměpisných šířkách (Fritts 1976). Dřeviny tropických oblastí, s nevýraznou sezonalitou, nemají omezené období růstu a mohou tvořit buněčný materiál po celý rok. V semiaridních oblastech může být období růstu přerušeno jednak, podobně jako v mírném podnebí, zimou nebo specificky letním obdobím sucha s minimálními srážkami. V semiaridních oblastech s letními monzunovými dešti začíná kambiální aktivita začátkem května a je brzy přerušena obdobím sucha. Následné červencové a srpnové srážky opět stimulují kambiální růst, který pokračuje až do října (Schweingruber 1996).

Výkyvy v růstu dřevin během roku mohou být často interpretovány jako změny v limitních faktorech prostředí. Všechny faktory se mohou během roku radikálně změnit a proto faktor, který přímo koreloval v jednom roce, může korelovat nepřímou nebo vůbec v roce jiném (Fritts 1976). „*Světlo, teplota, voda, zdroj živin, vítr, mechanické poškození koruny, kořenů a kmene, stejně jako znečištění vzduchu a půdy*“ jsou abiotickými faktory ovlivňujícími růst stromu. Je ovšem složité dokázat vliv pouze jediného faktoru (Schweingruber 1996). Hlavním limitním faktorem prostředí je teplota. Nízká teplota může omezovat dělení buněk či další procesy kontrolující růst. Během nadprůměrně teplého roku může kambiální aktivita začít dříve na jaře a tím pádem se teplota stává hlavním limitním faktorem růstu. Ovšem během nadprůměrně horkého léta, je vlivem vysoké teploty omezena produkce hormonů kontrolující růst popř. vodní režim stromu, čímž se teplota stává negativně korelujícím faktorem růstu. Podobně, při nízkých teplotách během zimní dormance, teplota nijak neovlivní růst, ovšem při teplém počasí během zimy, může vyšší teplota ovlivnit fyziologické procesy a tím pádem i korelovat s šířkou letokruhu (Fritts 1976).

Velký vliv na přírůst má dostupná voda, především v podobě dešťových srážek ale i v podobě sněhu a rosy (Schweingruber 1996). Chladná půda brání kořenům v absorpci vody a tím zpomaluje vodní režim dřeviny. Stejně tak příliš nízká nebo příliš vysoká půdní vlhkost mění obsah půdního vzduchu čímž opět brání kořenům v absorpci vody (Fritts 1976). Vysoké teploty, silný vítr a intenzivní sluneční záření naopak mohou způsobit snížení vlhkosti půdy a tím i ztrátu vody (Schweingruber 1996). Sluneční záření dále ovlivňuje růst dřevin skrze fotosyntézu, proto na severní polokouli zpravidla stromy na jižních svazích mají větší produkci biomasy oproti stromům na severních svazích (Fritts 1976). Vliv má i struktura a rozložení dřevin na stanovišti či stavba koruny. Při zataženém počasí může docházet ke zpomalení růstu vlivem snížené fotosyntézy a mnoho dalších vlivů mohou způsobovat disturbance jako jsou např. okusování zvěří, požáry, defoliace způsobené škůdci, ale i blesky atd. Dále růst dřevin ovlivňují i další faktory jako stav dřeviny k danému roku, nebo dědičná genetická výbava dřeviny (Fritts 1976). Reakce kambiálního růstu na přírodní vlivy a disturbance nemusí být okamžitá a může trvat i několik měsíců než se projeví (Schweingruber 1996). Ačkoliv se tato práce zabývá pouze využitím letokruhových šířek, informace o klimatu můžeme odvodit i z hustoty dřeva, izotopového složení nebo počtu a velikosti buněk, popř. tracheid (Arx & Carrer 2014).



Obrázek 1: Vliv nízkých srážek a vysokých teplot na tvorbu úzkého letokruhu (Fritts 1976 in Drápela & Zach 1995)

### 2.1.3. Cookův model růstu

Růst dřevin můžeme v rámci dendrochronologie, popř. dendroklimatologie vyjádřit zjednodušeně pomocí tzv. Cookova modelu (Cook & Kairiukstis 1990), který určuje přírůst dřevin jako výslednici několika faktorů.

$$R_t = A_t + C_t + \delta D1_t + \delta D2_t + E_t$$

Kde:

$R_t$  – šířka letokruhu;

$A_t$  – věkový trend;

$C_t$  – klimatický signál;

$\delta D1_t$  – endogenní disturbance;

$\delta D2_t$  – exogenní disturbance;

$E_t$  – náhodná odchylka;

$A_t$  je nestacionární, stochastický proces přírůstu dřeva s věkem, který je primárně ovlivněn geometrickým efektem růstu stromu. V případě růstu stromu s minimálním efektem kompetice a disturbance se projevuje nejprve rychlým nárůstem zvětšování, které po juvenilním období vystřídá klesající exponenciální funkce. Avšak s rostoucím vlivem kompetice a disturbance přestává mít křivka předvídatelný tvar (Cook & Kairiukstis 1990).

$C_t$  vyjadřuje celkový vliv všech klimatických proměnných, které mají vliv na růst dřevin, vyjma těch, jenž jsou spojeny s disturbancemi stanoviště stromů. Proměnné vytvářející  $C_t$  jsou měsíční srážky, měsíční teploty, počet letních dnů a indexy sucha a mají na všechny stromy na stanovišti stejný účinek. Ačkoliv jsou tyto proměnné považovány za stacionární stochastické procesy, může se u nich projevit i autokorelace (Cook & Kairiukstis 1990).

Na rozdíl od  $A_t$ ,  $C_t$  a  $E_t$ , které se v šířce letokruhu projeví každý rok, jsou disturbance  $D1_t$  a  $D2_t$  v modelu opatřeny binárním indikátorem  $\delta$ , určujícím přítomnost ( $\delta = 1$ ) nebo absenci ( $\delta = 0$ ) disturbance.  $D1_t$  představuje reakci na lokální či endogenní disturbance působící na jedince, nikoliv na celé stanoviště, objevující se často v důsledku kompetice. Oproti tomu  $D2_t$  vyjadřuje vliv exogenních disturbance působících na celé stanoviště, které mohou být např. požár, škůdci, znečištění nebo s počasím spjaté události jako jsou mrazy či silný vítr (Cook & Kairiukstis 1990).

$E_t$  reprezentuje náhodnou odchylku, která nesouvisí s ostatními stromy stanoviště. Zdrojem této odchylky může být různé mikroklima či vlastnosti půdy uvnitř stanoviště, popř. chyba měření (Cook & Kairiukstis 1990).

Jednotlivé složky tohoto modelu lineární agregace mohou být rozděleny do tří skupin. Věkový trend ( $A_t$ ), dva náhodné signály ( $C_t$ ,  $D2_t$ ), společné všem stromům na stanovišti a dva náhodné signály ( $DI_t$ ,  $E_t$ ) pro každý strom jedinečné. Jestliže jsou disturbance  $DI_t$  a  $D2_t$  dlouhodobého charakteru, potom ovlivňují růst stromu natolik, že je nelze odlišit od věkového trendu  $A_t$  a stávají se tak jeho součástí. Poté zavádíme nový růstový trend  $G_t$ , který je funkcí věkového trendu  $A_t$  a disturbance  $\delta DI_t$  a  $\delta D2_t$ , kde  $\delta$  opět znamená přítomnost jevu (Cook & Kairiukstis 1990).

$$G_t = f(A_t, \delta DI_t, \delta D2_t)$$

Tato definice růstového trendu představuje  $C_t$  jako signál, zatímco jednotlivé složky tohoto trendu  $G_t$  jako šum (Cook & Kairiukstis 1990).

Abychom docílili zesílení klimatického signálu, musíme z rovnice odstranit ostatní faktory růstu, nebo-li šum, čímž rozumíme nepodstatný signál pro daný výzkum (Cook & Kairiukstis 1990). Při výběru lokality odběru vzorků musíme nejprve provést analýzu klimatického limitu výskytu daného druhu dřeviny. Stromy vybíráme z klimaticky citlivých lokalit jako jsou horní hranice výskytu daného druhu v případě teplot a aridní oblasti v případě srážek (Fritts 1976). Odstranění endogenních a exogenních faktorů růstu docílíme uvažováním výběrem jednotlivých stromů v lokalitě odběru – vyhýbáme se zjizveným stromům, nebo stromům se špatnými mikroenvironmentálními faktory růstu z důvodu kompetice. Odebíráme jeden vzorek z cca 60 stromů popř. dva vzorky z cca 30 stromů, přičemž odebíráme jak z mladých stromů, více ovlivněných růstovými faktory, tak i ze starých stromů, které mají slabší klimatický signál z důvodu stárnutí (Speer 2010).

#### **2.1.4. Autokorelace šířek letokruhů**

Autokorelace v dendroklimatologii znamená, že růst stromu v konkrétním roce je ovlivněn klimatem předešlého roku, např. jehlice u jehličnanů, které vyrostly za příznivých podmínek loňského roku, ovlivňují v dalším roce fotosyntetický potenciál stromu, podobně i zásoby vytvořené v předchozím roce se uplatňují v roce aktuálního růstu (Speer 2010). Statisticky se projevuje jako korelace mezi sousedními letokruhy v letokruhových řadách. Pro zcela korektní analýzu letokruhových řad je důležitá jejich vzájemná nezávislost, nebo-li nekorelovatelnost, proto je třeba autokorelaci z letokruhových řad odstraňovat (Drápela & Zach 1995). Autokorelace může být odstraněna určením odchylky růstu v letošním roce, který je vysvětlen růstem v loňském roce. Jednoroční zpoždění je popsáno autoregresivním modelem prvního řádu. Vztah k růstu dva roky nazpět je popsán autoregresivním modelem druhého řádu a takto to pokračuje dokud je autoregresivní signál zjištělný (Fritts 1976). Autokorelace je snížena i metodou standardizace, ale nebývá zcela odstraněna (Drápela & Zach 1995). Problémem odstraňování autokorelace je však ztráta nízkofrekvenčního signálu v letokruhových řadách (Cook & Kairiukstis 1990).

## **2.2. Analýza letokruhových sérií**

### **2.2.1. Křížové datování**

Jedním z důležitých principů dendrochronologie je princip křížového datování. U stromů z daného regionu se zkoumají proměnné v letokruhových vlastnostech, především šířky letokruhů, a jestliže je míra vzájemné shody mezi vzorky dostatečně velká, pak můžeme zjistit rok, kdy byly oba letokruhy vytvořeny. Tento princip je možný, jelikož v daném regionu působí na většinu stromů stejné vlivy prostředí, vytvářející synchronní proměnné limitující strukturu letokruhů napříč regionem. Křížové datování je zároveň důkazem toho, že existuje informace o vlivech prostředí či klimatu, která je společná všem stromům na stanovišti či v regionu (Fritts 1976). Je několik způsobů křížového datování, které je dnes prováděno především pomocí počítačových programů, ale konečné rozhodnutí je vždy na subjektivním úsudku dendrochronologa, nejen při vyhodnocování, ale i při samotném měření šířky letokruhů (Cook & Kairiukstis 1990). Přítomnost falešných nebo nesouvislých letokruhů či dokonce chybějící letokruhy mohou být příčinou kritických chyb ve výzkumu. S menší délkou série se možnost křížového datování zmenšuje. Metoda je závislá na rozpoznávání vzoru širokých a úzkých letokruhů, který se ovšem v průběhu času může opakovat a proto je vhodná délka série pro křížové datování alespoň 40 let. Chronologie žijících stromů můžeme prodloužit napojením na chronologie získané z historických, archeologických či subfossilních vzorků dřeva (Cook & Kairiukstis 1990). Takové dřevo můžeme najít v historických stavbách, řekách, jezerech, rašeliništích, permafrostu či v různých sedimentech. Při tvorbě chronologií z historického dřeva musíme brát v úvahu původ dřeva, které mohlo být do lokace naleziště v minulosti dopraveno (Cook & Kairiukstis 1990). Na základě dat ze subfossilních vzorků dřeva ze čtvrtohorních fluviálních sedimentů ve střední Evropě byla vytvořena chronologie dubu pokrývající až posledních 12 460 let (Fridrich et al. 2004).

Především pro potřeby dendroklimatologie byla zřízena Mezinárodní letokruhová databanka (International tree-ring data bank) spravována americkým Národním úřadem pro oceán a atmosféru (NOAA). V této databázi lze najít jak letokruhové série, tak chronologie (Cook & Kairiukstis 1990).

### **2.2.2. Standardizace**

Vzhledem k růstovým změnám uvedeným v kapitole věnující se radiálnímu růstu dřevin, především geometrickým změnám velikosti průměru kmene během života stromu, je pro potřeby dendroklimatologie nutné stanovit a odstranit tyto systematické změny šířky letokruhů spojené s věkem stromu, které nesouvisí s námi hledaným klimatickým signálem (Fritts 1976). Odstranění věkového trendu z letokruhové série se tedy nazývá standardizace nebo také indexování či detrendování (Fritts 1976). Dle Drápely a Zacha (1995) je standardizace proces modelování a odstraňování členu  $A_t$  z Cookova modelu. Letokruhové série ovšem mohou obsahovat i odchylky, které nejsou spojeny s klimatem, nýbrž tento šum mohou vyvolat vlivy jako kompetice či disturbance,



což musíme brát v potaz (Esper et al 2003). Pakliže některé stromy prokazatelně vykazují velké odchylky od dané populace, které jsou způsobené jinými než klimatickými vlivy, může dojít i k vyloučení těchto stromů z výsledné chronologie (Melvin 2004). Je důležité používat pro klimatické rekonstrukce stromy z limitních prostředí výskytu daného druhu dřeviny, kde jsou hlavním zdrojem variability šířek letokruhů pouze věkový trend, který odstraníme standardizací, a námi hledané klimatické fluktuace (Cook & Kairiukstis 1990).

Růstový trend  $G_t$  lze modelovat mnoha metodami, které se obecně dělí do několika hlavních tříd. Podle Cooka (Cook & Kairiukstis 1990) jsou to metody deterministické a stochastické, zatímco podle Melvina (Melvin 2004) metody přizpůsobující se letokruhovým křivkám („curve - fitting“), které zahrnují Cookovy deterministické a stochastické metody a dále metody RCS, nebo-li standardizace podle regionální křivky. Metody přizpůsobující se letokruhovým křivkám („curve - fitting“) nemohou vyjádřit variabilitu v delším časovém měřítku než je jejich vlastní, oproti tomu metoda uvedená jako RCS tuto schopnost má, jelikož regionální růstová křivka vzniká průměrováním za období, které je delší než růst stromů (Cook & Kairiukstis 1990; Melvin 2004). Při standardizaci je nezbytné, aby křivka modelující věkový trend nabývala vždy kladných hodnot (tj. přírůst nemůže nabývat záporných hodnot, Melvin 2004).

Volba metody standardizace by neměla být náhodnou, ale měla by se odvíjet od zamýšleného použití letokruhových dat. Hlavním cílem v dendroklimatologii je rozlišit a odstranit vysoko frekvenční šum a změny růstu spojené s věkovým trendem, které nesouvisí s hledaným klimatickým signálem, což může být obtížné (Cook & Kairiukstis 1990).

### 2.2.2. Deterministické funkce

U deterministických metod se předpokládá růstový trend jako funkce věkového trendu  $G_t = f(A_t)$ , kde jsou vlivy disturbancí ( $D1_t$  a  $D2_t$ ) zanedbatelné. Modelování růstového trendu se provádí proložením letokruhovým křivkou na základě výpočtu nejmenších čtverců. Hlavní nevýhodou deterministických metod je, že funkce může mít až příliš jednoduchý průběh a náhodné odchylky od teoretického modelu se mohou s postupem času zvětšovat. Vzhledem k přirozeným omezením této metody přizpůsobit se běžné nízké a střední variabilitě růstu, byly zavedeny metody stochastické, které využívají funkcí spline (Cook & Kairiukstis 1990). Nejjednodušší deterministickou funkcí je lineární model:

$$G_t = b_0 + b_1 t$$

kde  $b_0$  je průsečík s osou  $y$  a  $b_1$  vyjadřuje sklon přímky v čase  $t$ , který může nabývat záporných hodnot popř. hodnoty 0 (Cook & Kairiukstis 1990). Další základní deterministickou funkcí je exponenciální funkce:

$$G_t = a e^{-bt} + k$$

kde  $\exp$  je přirozený logaritmus a hodnoty  $a$ ,  $b$  a  $k$  určují sklon křivky vystihující růstový trend v čase  $t$ . Tato funkce dle Fritts (Fritts 1976) uspokojivě vyjadřuje přírůst jehličnanů na stanovištích, která jsou vystavena suchu a rozvolněným zápojem porostu. Deterministickou funkcí, která vychází z exponenciální funkce je Hegershoffova exponenciální funkce, která dokáže vyjádřit jak juvenilní nárůst, tak i následný exponenciální pokles šířek letokruhů. Hegershoffova funkce je vyjádřena vzorcem:

$$G_t = at^b \exp^{-gt}$$

kde  $\exp$  je opět přirozený logaritmus  $a$ ,  $b$  jsou koeficienty nelineární regresní funkce, obě funkce času  $t$  (Cook & Kairiukstis 1990). Ačkoliv se Hegershoffova funkce může zdát jako vhodná, mnohé stromy rostoucí v zápoji nebo stromy, které nedokončili juvenilní růst, nemusejí vykazovat úpadek v přírůstu šířky letokruhů, proto pro jejich detrendování není tato funkce ideální a je vhodné použít právě lineární, popř. exponenciální funkci (Cook & Kairiukstis 1990).

### 2.2.3. Stochastické funkce

Stochastické metody využívají funkcí spline, nebo-li použití symetrického digitálního filtru pro shlazení letokruhových křivek. Jde o klouzavý průměr vypočtený pro daný počet po sobě jdoucích letokruhů a přiřazený vždy centrálnímu letokruhu, postupující na časové ose o rok vpřed (Fritts 1976). Toho je dosaženo např. pomocí Gaussovského filtru s délkou  $2n + 1$ , odvozeného z Gaussova pravděpodobnostního rozdělení:

$$G_t = \frac{\sum_{i=-n}^{+n} w_i R_{t+i}}{\sum_{i=-n}^{+n} w_i}$$

kde  $G_t$  je  $t$ -řadová filtrovaná hodnota a  $w_i$  je váhový koeficient. Popřípadě můžeme využít i kubický spline (Cook & Kairiukstis 1990). Počet a hodnoty váhových koeficientů se mohou lišit a závisí na úmyslu zachovat námi hledaný vysoko či nízko frekvenční signál a poté hovoříme o vysoko či nízko frekvenčních filtrech (Cook & Kairiukstis 1990; Fritts 1976). Velikost shlazení určujeme dle frekvenční charakteristiky filtru, a to jako funkci odezvy. Volíme takový filtr, aby funkce odezvy byla typicky 50 %, což znamená zachování, popř. odstranění poloviny amplitudy signálu (Cook & Kairiukstis 1990).

Méně často používanou metodou je metoda dvojitého detrendování. Může být využita u sérií, kde je z počátku viditelný juvenilní přírůst, který je dobře vyjádřen deterministickou Hegershoffovou funkcí, následně vypočítané indexy jsou poté ještě shlazeny stochastickou metodou, funkcí spline, pro odstranění zbytkového růstového trendu (Cook & Kairiukstis 1990).

Nedostatkem těchto metod je tzv. „prokletí délky série“ („segment length curse“), kdy stromy, ač každý roste v různých příznivých podmínkách, ve výsledku mají stejný průměr indexů a v případě vytvoření chronologie není možné odlišit periodu příznivých a nepříznivých klimatických podmínek,

přesahující délku série. Při vytváření indexů, tyto metody nezanechávají celkový trend a to ani v délce vlastní série. „Uchovávání nízkofrekvenčního rozptylu v chronologii je omezeno podle délky nejkratší série“ (Cook & Peters 1981), a proto se zachování nízko-frekvenčního signálu může snížit kombinací stromů různého stáří. Tento problém může být odstraněn jednak použitím sérií nejstarších stromů, nebo využitím metod standardizace podle regionální křivky věkového trendu (Cook & Peters 1981). Při použití metod „curve fitting“ dochází k nevyhnutelné ztrátě středního a nízkofrekvenčního signálu a je ohrožena schopnost porovnat velikost přírůstu stromu mezi dvěma dobami, které jsou od sebe vzdáleny více než polovinu série, proto se tyto metody nehodí k pozorování dlouhodobé variability (Briffa & Melvin 2008). Obecně jsou však stochastické metody preferovanější kvůli lepší schopnosti modelovat průběh šířky letokruhů (Cook & Kairiukstis 1990).

#### **2.2.4. Nové metody standardizace letokruhových křivek: RCS, „Signal-free“ a BAI**

##### **Metoda RCS**

Pojem RCS, nebo-li standardizace podle regionální růstové křivky, zahrnuje vytvoření obecné křivky očekávané velikosti šířky letokruhu v závislosti na stáří letokruhu. Tato křivka bývá dále shlazena neboť obsahuje vysokofrekvenční šum, daný velikostí vzorku (Briffa & Melvin 2011). Na rozdíl od předchozích standardizačních metod, které se pouze přizpůsobují letokruhové křivce, hodnoty očekávané křivky věkového trendu jsou dány průměrnými šířkami letokruhů stejného kambiálního stáří daného druhu v daném regionu. Křivka je vytvořena tak, že jednotlivé letokruhové série jsou seřazeny na společný začátek na kambiální rok 1 a pro letokruhy stejného kambiálního stáří je vypočtena průměrná hodnota šířky letokruhu. Výsledná křivka vysvětluje změny růstu spojené s věkem, společné pro daný druh na daném stanovišti (Esper et al. 2003). Hodnoty indexů získáváme jako poměry, popř. i jako rozdíly, šířky letokruhu a očekávané hodnoty šířky letokruhu příslušného kambiálního stáří určené RCS křivkou (Esper et al. 2003). Výsledná chronologie je vytvořena váženým robustním průměrem letokruhových indexů příslušného stáří (Melvin 2004). Abychom získali křivku RCS, která bude vystihovat skutečné změny růstu spojené s věkem na stanovišti, potřebujeme množství vzorků pokrývajících dlouhé časové období, jinak řečeno dostatečnou hloubku vzorku s pravidelným rozložením různých věkových skupin, které vyrostly za různě příznivých podmínek (Briffa et al. 1996). Problémem mohou být environmentální faktory ovlivňující růst na stanovištích, a tak musíme zajistit homogenitu stanovišť (Melvin 2004). Proto se metoda RCS používá pro stromy v limitním prostředí výskytu, kde větší vzdálenost mezi stromy minimalizuje vlivy kompetice a jiné, než-li klimatické vlivy na růst dřevin (Helama et al. 2004). Standardizace metodou RCS má potenciál uchovávat variabilitu klimatu ve stoletých měřítkách, je ovšem nezbytné dodržet výše uvedené podmínky, tedy používat soubory vzorků velkým časovým rozsahem a pravidelnou distribucí věků (Helama et al. 2004).

### „Signal-free“ přístup ke standardizaci

Deterministické a stochastické standardizační metody odstraňující věkový trend pomocí adaptivních křivek vytvořených na základě statistických funkcí. Následkem takto odstraněného věkového trendu, může být odstranění hledaných klimatických vlivů a tedy i zkreslení výsledné letokruhové chronologie. (Melvin & Briffa 2008). Zkreslení, které odstraňuje rozptyl v letokruhových řadách chronologie delších než je délka letokruhové série, je známý jako, již zmíněné „prokletí délky série“ (Cook & Peters 1981). Ztráta společného klimatického signálu může nastat jestliže je vlivem adaptace křivky, modelující věkový trend, vyrušen krátkodobý klimatický signál. Metoda „bez signálu“ se snaží o zlepšení chronologie a získání méně zkreslené standardizační křivky tím, že odstraní společnou variabilitu chronologie, a tím pádem standardizační křivka není ovlivněna společným klimatickým signálem letokruhové série, pouze věkovým trendem. Aplikace v případě standardizace pomocí metody RCS je dosaženo vytvořením chronologie výpočtem letokruhových indexů podíly na základě příslušných hodnot růstové křivky RCS. Každá z původních hodnot letokruhové série je poté dělena příslušnou hodnotou chronologie pro daný rok, čímž získáme hodnoty „bez signálu“. Na základě těchto hodnot je následně provedena standardizace a získána nová chronologie. Tento proces se opakuje do doby, kdy je vytvořena chronologie, která má rozptyl hodnot blízko nule a není tedy ovlivněna klimatickým signálem (Briffa & Melvin 2011). Postup pro výpočet metody „bez signálu“ je následující:

$$1) \text{ index letokruhu} = \frac{\text{šířka letokruhu}}{\text{očekávaný růst}}$$

$$2) \text{ index chronologie} = \frac{\text{šířka letokruhu}}{\text{očekávaný růst} \times \text{CHYBA}}$$

$$3) \text{ šířka letokruhu} = \text{index chronologie} \times \text{očekávaný růst} \times \text{CHYBA}$$

$$4) \text{ hodnoty "bez signálu"} = \frac{\text{šířka letokruhu}}{\text{index chronologie}}$$

$$5) \text{ hodnoty "bez signálu"} = \text{očekávaný růst} \times \text{CHYBA}$$

Termín *CHYBA* uvádějí Briffa & Melvin (2011) jako rozdíl mezi hodnotou indexu chronologie a hodnotou indexu letokruhu, a tento rozdíl je mezi oběma hodnotami úměrný.

## BAI metoda

Metoda BAI (basal area increments) vychází z principu, že přírůst bazální plochy je konstantní a rozdíly ve velikosti letokruhů v průběhu času jsou dány geometrickou stavbou stromu, tedy velikostí poloměru daného letokruhu. Tedy pro každý strom, resp. letokruhovou sérii platí neustále stejný radiální přírůst, který se rozprostře na větší plochu kmenu. Odstranění věkového trendu proběhne pomocí růstové křivky, modelované na základě přepokládaného přírůstu (Biondi & Qeadan 2008).

### 2.2.5. Letokruhové indexy

Abychom mohli porovnávat variabilitu mladších a starších částí stromu ovlivněných věkovým trendem, převádíme letokruhové řady pomocí standardizace na nové hodnoty. Tyto nové hodnoty nazýváme letokruhové indexy. Indexy mají průměr přibližně 1, většinou nemají lineární průběh a jsou stacionární (Fritts 1976, Cook & Kairiukstis 1990).

Indexy po detrendování můžeme tvořit jednak jako podíly skutečné a očekávané řady šířek letokruhů

$$I_t = \frac{R_t}{G_t}$$

popř. jako rozdíly původní a modelované řady, tzv. reziduály

$$I_t = R_t - G_t$$

Nejprve je nutné říci, že volba metody výpočtu indexů nemá na výsledné hodnoty indexů takový vliv, jako použitá metoda standardizace, kterou jsme se rozhodli modelovat růstový trend (Helama et al. 2004). V případě použití metody podílů pro výpočet letokruhových indexů, v hodnotách, které se blíží nule, může tato metoda nadhodnocovat skutečné hodnoty (Esper et al. 2003). Helama et al. (2004) pak určují kritickou šířku letokruhu 0,5 mm, která se vyskytuje typicky na konci letokruhových sérií, jako prahovou hodnotu pro používání podílů. Indexy získané metodou rozdílů bez mocninné (*power*) transformace neodstraňují, na rozdíl od podílů heteroskedascitu, tedy změnu rozptylu letokruhových řad v průběhu času (Cook & Peters 1997). Naopak rozdíly s mocninnou transformací tedy dokážou stabilizovat rozptyl a tím pádem zvyšují i růstový signál společný pro všechny série, tedy vliv klimatu (Helama et al. 2004). Schopnost stabilizovat rozptyl v případě použití metody podílů je úměrná pouze ohebnosti křivky, modelující věkový trend, čím ohebnější, tím lépe stabilizuje rozptyl, ale zároveň zachovává i nežádoucí vysokofrekvenční šum (Helama et al. 2004). Použití rozdílů bez mocninné transformace může snižovat autokorelaci, i přesto se doporučuje mocninná transformace v případě metody výpočtu indexů rozdíly používat. To neplatí v případě sérií, u kterých se heteroskedascita nevyskytuje. Při použití metody podílů k výpočtu indexů se mocninná transformace nepoužívá vůbec (Helama et al. 2004). Přes uvedené vlastnosti obou metod,

neexistuje univerzální řešení a rozhodnutí o použití jedné z metod je na úsudku dendrochronologa (Esper et al 2003). Výsledné hodnoty indexů více sérií, které jsou oproti letokruhovým řadám stacionární, průměrujeme za účelem vytvoření stanovištní chronologie (Cook & Kairiukstis 1990).

## 2.2.6. Letokruhová chronologie a hodnocení její spolehlivosti

Výstupem procesu standardizace jsou tedy letokruhové indexy u kterých je odstraněn věkový trend. Tyto série letokruhových indexů jsou dále průměrovány za účelem vytvoření stanovištní chronologie (Cook & Kairiukstis 1990). Základními metodami vytvoření stanovištní letokruhové chronologie jsou aritmetický průměr a dvojitý vážený robustní průměr, kdy u obou metod dochází k průměrování detrendovaných letokruhových indexů napříč sériemi zvlášť pro každý rok. Výhodou dvojitého váženého robustního průměru je omezení vlivu extrémních hodnot, kterými mohou být např. endogenní vlivy, na výslednou podobu chronologie a proto je využíván častěji (Cook & Kairiukstis 1990). Existují přístupy, kdy se průměrná chronologie získává přímo z nedetrendovaných letokruhových šířek, např. se pouze odstraní raná léta s rychlým přírůstem. Takový postup ale Helama et al. (2004) nedoporučují, jelikož růstový trend obsahují všechny stromy a pro správnou rekonstrukci klimatických proměnných je třeba ho nejprve standardizací odstranit.

Abychom zjistili, zda je chronologie spolehlivá, čili vhodná ke klimatickým rekonstrukcím, je nutné nejprve stanovit společný klimatický signál uvnitř chronologie a poté jeho zřetelnost v chronologii vyčíslit (Cook & Kairiukstis 1990). U chronologie, která je sestavena z řady vzorků lze očekávat, že směrem do minulosti se počet letokruhových indexů bude snižovat, jelikož směrem do minulosti zůstávají zastoupeny pouze nejstarší stromy. Jestliže se sníží replikace vzorku, tedy počet letokruhových indexů použitých pro sestavení chronologie, pod určité prahové hodnoty, dojde k výraznému nárůstu směrodatné odchylky oproti lépe replikovaným intervalům chronologie. Řešením může být jednak odstranění raných, málo replikovaných částí chronologie, nebo stanovení spolehlivých částí chronologie na základě statistických postupů (Schulman 1956 in Cook & Kairiukstis 1990).

V dendroklimatologii se ke stanovení *poměru signálu a šumu* tradičně užívá ukazatel SNR („*signal to noise ratio*“) (Cook & Kairiukstis 1990). Tato metoda měří rozptyl velikosti indexů mezi jednotlivými sériemi, ze kterých je chronologie složená a bývá využita i jako kritérium pro volbu ohebnosti křivek při standardizaci. Vypočítá se ze vzorce:

$$SNR = \frac{N\bar{r}}{1 - \bar{r}}$$

kde  $\bar{r}$  je průměrná korelace mezi sériemi a  $N$  je počet sérií (Cook & Kairiukstis 1990).

Dalším ukazatelem spolehlivosti chronologie je *vyjádřený populační signál* (EPS, „*expressed population signal*“), který je převodem ukazatele *poměru signálu a šumu* ( $EPS = SNR / 1 + SNR$ ) a

vyjadřuje do jaké míry chronologie odpovídá hypotetické ideální stanovištní chronologii (Cook & Kairiukstis 1990). Hodnoty EPS se pohybují v intervalu (0,1), přičemž hraniční hodnota 0,85 je doporučená spodní hladina pro určování spolehlivosti chronologie.

$$EPS = \frac{N\bar{r}}{1 + \bar{r}(N - 1)}$$

kde  $N$  je počet zprůměrovaných sérií a  $\bar{r}$  je průměrná korelace mezi sériemi. Hodnoty EPS nejsou v průběhu času v jednotlivých částech konstantní, jelikož hlavním zdrojem variability je sériová replikace, nebo-li množství vzorků použitých v pro sestavení chronologie. V případě neuspokojivých hodnot EPS při velkém počtu sérií, můžou být hodnoty mírně upraveny vhodnější volbou standardizace (Wigley et al. 1984 in Cook & Kairiukstis 1990).

*Průměrná citlivost* ( $ms_x$ ) je míra variability v letokruhových šířkách v meziročních časových řadách, dosahující intervalu (0,1). V případě stejných šířek letokruhů v sérii by průměrná citlivost nabývala hodnoty 0, a naopak v případě absence každého druhého letokruhu by průměrná citlivost dosahovala hodnoty 1.

$$ms_x = \sum_{t=1}^{t=n-1} \left| \frac{2(x_{t+1} - x_t)}{x_{t+1} + x_t} \right|$$

kde  $x_t$  je šířka letokruhu v roce  $t$ ;  $x_{(t+1)}$  je šířka letokruhu v následujícím roce a  $n$  je počet let, které jsou srovnávány. Pro klimatické rekonstrukce není vhodná ani příliš nízká, málo variabilní, ovšem ani příliš vysoká citlivost chronologie. Z tohoto důvodu je ke klimatickým účelům obecně přijímaná a doporučená průměrná citlivost okolo hodnoty 0,2 (Speer 2010).

$\bar{r}$  – bar (running  $\bar{r}$ ) nebo-li průměrná mezisériová korelace. Je to statistická veličina zkoumající sílu signálu napříč chronologií. Je počítána z průměrných korelací mezi všemi sériemi ve 100 letém okně s 50-ti letým překryvem pro celou chronologii (Cook et al. 2000 in Speer 2010).

Dalšími metodami určení spolehlivosti chronologie je *standardní chyba* (SE, standard error), která se počítá z analýzy rozptylu (ANOVA), a na které Fritts (1976) ukázal, že chronologie s menší chybou je vytvořena na základě odebrání pouze jednoho vzorku z každého stromu. V dendroklimatologii je vztah mezi klimatem a chronologiemi obvykle stanoven regresní analýzou z maximálního množství letokruhových sérií, ovšem použití počátečních sérií, které mají tendenci směrem do minulosti být méně zastoupené, způsobí snížení hodnoty EPS a tudíž i snížení důvěry v danou klimatickou rekonstrukci. Proto zavádíme další metodu určení spolehlivosti na základě kvantifikace schopnosti souboru  $n'$  počtu sérií určit chronologii vytvořenou z  $n$  sérií. Metoda SSS (subsampling signal strength) je vlastně vyčíslení EPS po částech chronologie ( $SSS = EPS_{(n')} / EPS_{(n)}$ ) a horní mez chyby byla určena 15% (čili EPS 0,85) (Wigley et al. 1984).

Büntgen et al. (2012) ukazují, že vzorek s dostatečnou hloubkou, neboli počtem překrývajících se letokruhů v jednom roce, může překonat úskalí plynoucí ze statistických a metodologických

omezení. Pro klimatické rekonstrukce doporučují používání co nejdelší datové soubory, které by zlepšily poměr signálu a šumu. Navrhují používat nejen živé stromy, ale i stromy historické, subfossilní a archeologické materiály, které pocházejí ze stejného prostředí, a to v případě, že je vzorek dostatečně dlouhý. Ve své studii použili metodu RCS na letokruhové série rozdělené, dle prostorového hlediska, do tří souborů se zhruba rovnoměrnou četností sérií, přičemž každý ze souborů představuje rozlohou poměrně širokou oblast srovnatelnou s rozlohou ČR. I přes srovnávání rozlehlých oblastí s různými ekologickými a environmentálními podmínkami, které působily během růstu na jednotlivých stanovištích, dosáhli vysokých hodnot EPS, což podle nich svědčí o schopnostech masivní regionální replikace, nebo-li použití většího množství vzorků k vytvoření regionální chronologie. Büntgen et al. (2012) své práci dále navrhuje náhodné shromažďování recentních vzorků např. z kmenů na pilách a porovnávání s historickým materiálem. Metoda odebrání recentních vzorků takto náhodným způsobem umožňuje srovnávat pořízená letokruhová data s daty historickými, které byly získány podobným způsobem např. z trámů budov, jejichž původ neznáme. Výsledné zhoršení signálu v datovaných částech chronologie by měly odpovídat blíže úrovni signálu v raných částech chronologie. Části chronologie, zahrnující recentní materiál, které jsou ideálně rozložené ve stejném regionu odkud pochází i reliktní materiál, budou pravděpodobně také podporovat vývoj nezávislých a druhově specifických regionálních chronologií pro více spolehlivé datování historických trámů, subfossilních kmenů a archeologických nálezů. Replikace pomáhá v překonávání metodologických a statistických odhadů letokruhových chronologií a její pomocí můžeme zabránit nebo alespoň korigovat změny rozptylu vzniklé v dlouhých kombinovaných chronologiích (Büntgen et al. 2012).

### **2.3. Letokruhové signatury**

Při zkoumání letokruhových sérií nebo chronologií můžeme narazit na letokruhy, které se výrazně liší svou šířkou od ostatních. Takovéto mimořádné přírůsty jsou spojovány s náhlými environmentálními změnami, především s extrémními klimatickými událostmi (Schweingruber 1996). Mimořádné hodnoty přírůstu v období delším než 3 roky znamenají náhlou růstovou změnu, jejíž příčinou může být např. změna dostupnosti slunečního záření či změna výšky hladiny spodní vody (Schweingruber 1996). Rozlišujeme „event years“ a „pointer years“, nebo-li českým výrazem signatury (Drápela & Zach 1995), což jsou události v konkrétním roce, kdy v případě „event years“ určitý strom, a v případě „pointer years“ většina stromů stanoviště, vykazují shodný extrémní přírůst, stanovený prahovými hodnotami nebo vizuálním zhodnocením (Bijak 2008). Neuwirth et al. (2007), kteří zkoumali prostorové rozložení signatur ve střední Evropě, ukázali, že se reakce různých druhů dřevin jehličnanů i listnáčů na mimořádné roky liší a, že shodnou reakci vykazují dřeviny pouze během let s extrémními klimatickými podmínkami, jako jsou letní vlny veder. Schweingruber (1996) popisuje, že výkyvy v růstu nemusí být stejné ani v rámci stanoviště. Optimální počet signatur nebo prahové hodnoty a jejich určení jsou podle Bijaka (2008) zatím pouze na subjektivní volbě



zpracovatele, ale např. právě Neuwirth et al. (2007) používají k výpočtu signatur Cropperovy hodnoty. Tyto hodnoty se vypočítají jako poměry ročních letokruhových řad a jejich 13-ti letých klouzavých průměrů. U výsledných hodnot jsou standardizací odstraněny dlouhodobé růstové trendy, které nejsou klimatického charakteru. Signatury jsou určeny prahovými hodnotami směrodatné odchylky. Takový koncept hledání pojítka mezi mimořádnými přírůsty a přiřazování jim konkrétní kalendářní rok umožňuje zjistit vysokofrekvenční změny v radiálním růstu dřevin, ovlivněných především změnami teplot a srážek a může hrát významnou roli i při křížovém datování (Schweingruber 1996).

## **2.4. Získání klimatického signálu z letokruhové chronologie**

Jak už bylo zmíněno, stromy, které se nacházejí v místech s faktory limitujícími jejich růst, potenciálně obsahují informaci o změnách klimatu. Poměr klimatického signálu a šumu může kolísat, stejně jako šířka letokruhů, která je spojována s určitým klimatickým výkyvem, kolísá i funkce tempa růstu stromu a nakonec i samotná náročnost podmínek stanoviště pro růst stromu (Fritts 1976). Princip získání klimatického signálu vychází z předpokladu, že lze nalézt vztah mezi růstem a klimatickými vlivy, který umožní modelovat vliv klimatu na radiální přírůst (Fritts 1976). Rozlišujeme proces kalibrace, který modeluje závislost mezi přírůstem a klimatem a dále proces verifikace, který ověřuje platnost tohoto modelu (Drápela & Zach 1995).

### **2.4.1. Rekonstrukce**

Abychom správně porozuměli vlivu klimatu na tvorbu a šířku letokruhů je nezbytné vytvořit odpovídající model pro kalibraci (Fritts 1976). Různé metody kalibrace a verifikace mohou poskytovat podobné výsledky, ale mohou se významně lišit ve výsledné rekonstrukci. Pro rekonstrukci klimatu je nezbytně nutný odpovídající počet a délka správně odebraných vzorků. Správně použitá statistika nám umožňuje objektivní způsob kalibrace, verifikace i rekonstrukce, proto by i správný model měl brát zřetel na skutečné biologické a klimatické vlivy ovlivňující přírůst dřevin (Cook & Kairiukstis 1990).

### **2.4.2. Kalibrace**

Abychom provedli správnou rekonstrukci klimatických proměnných, je nezbytné nejdříve vystihnout skutečný vztah mezi přírůstem a klimatickými proměnnými. Kalibrace je tedy proces modelující závislost přírůstu na klimatických faktorech (Fritts 1976). V tomto procesu rozlišujeme vysvětlující proměnnou, veličinu, pomocí které hledáme tvar kalibračního modelu, čili se jedná se o vstupní nezávislou proměnnou. A dále vysvětlovanou proměnnou, což je skutečně naměřená veličina, s kterou se srovnávají hodnoty získané pomocí proměnné vysvětlující (Drápela & Zach 1995). Pro zjištění závislosti mezi přírůstem a klimatickými faktory se používá funkce odezvy (*response function*), která vysvětluje závislost radiálního přírůstu jako reakci na klimatické vlivy. Jinak řečeno, pomocí klimatických proměnných vysvětlujeme velikost šířky letokruhů. Stanovení podoby tohoto

modelu se provádí většinou pomocí lineární mnohonásobné regrese, kam jsou dosazovány všechny klimatické proměnné, které ovlivňují velikost letokruhů (Drápela & Zach 1995). Opakem funkce odezvy je přenosová funkce (*transfer function*), která naopak rekonstruuje klimatické proměnné na základě naměřených šířek letokruhů (Fritts 1976). U přenosové funkce jsou klimatické proměnné vysvětlovány metodou škálování nebo, jako u funkce odezvy, lineární regresi (Esper et al. 2005). Dosazené klimatické proměnné musí korelovat s šířkami letokruhů, ale samotné klimatické proměnné musí být nezávislé. Výběr klimatických proměnných (měsíční srážky či teploty) pro růstový model může být dle Briffa et al. (2002) určen Pearsonovým korelačním koeficientem, který závislost mezi klimatem a radiálním růstem dokáže dostatečně vyjádřit. V případě, že je vysvětlující proměnná vzájemně korelována, převádí se na novou sadu ortogonálních, tedy vzájemně nekorelovaných, hlavních komponent, které odstraní vzájemnou korelaci vysvětlujících proměnných a sníží jejich počet při zachování všech obsažených informací (Fritts 1976 cit. in Drápela & Zach 1995). Büntgen et al. (2013) poskytují způsob kalibrace metodou „ensemble approach“. Při tomto souhrnném přístupu používají chronologie letokruhových sérií vzniklé různým způsobem standardizace, přičemž za výsledek považují průměr takto vytvořených hodnot s mírou nejistoty, která je dána minimálními a maximálními hodnotami.

### 2.4.3. Verifikace

Verifikace je proces ověření správnosti modelu navrženého během procesu kalibrace, kdy srovnáváme hodnoty závislé proměnné, vypočítané podle ověřované rovnice a nezávislého souboru naměřených hodnot mimo kalibrační období (Drápela & Zach 1995; Cook & Kairiukstis 1990). Jinak řečeno, v našem případě, hodnotíme míru podobnosti odhadů klimatu, vytvořených kalibračním modelem, s nezávislými, skutečně naměřenými klimatickými proměnnými, počítanou mimo kalibrační období. Toho dle Drápela & Zacha (1995) dosáhneme rozdělením celého sledovaného období na období kalibrační, pokrývající 2/3 sledovaného období a verifikační období, pokrývající 1/3 sledovaného období. Pro kalibrační období sestavíme kalibrační model, kterým vysvětlujeme hodnoty ve verifikačním období a porovnáváme se skutečně naměřenými nezávislými hodnotami (Drápela & Zach 1995). Objektivní srovnání výsledných a skutečně naměřených hodnot je prováděno řadou verifikačních statistik.

Základní metodou verifikační statistiky, je výpočet míry vzájemné shody, nebo-li *korelační koeficient*, který kvantifikuje míru odchylky proměnné vysvětlené rekonstrukcí (Možný et al. 2012). Jeho nevýhodami jsou necitlivost k rozdílům v průměru a rozptylu obou řad a dále zachování nežádoucích trendů (Cook & Kairiukstis 1990). Dalším způsobem měření spolehlivosti je *znaménkový test*, který jednoduše počítá počet případů, kdy souhlasí nebo se liší znaménko odchylky průměru. Znaménkový test je méně ovlivněn trendy a může být aplikován i na nestandardizované letokruhy, nicméně přikládá stejnou váhu jak velkým, tak i malým změnám (Cook & Kairiukstis 1990, Fritts 1976). Podobná je verifikace pomocí *součinového rozdílu* (*product means*), která je počítána ze

součinu skutečných a stanovených ročních odchylek od průměru do dvou skupin, záporné a kladné. Rozdělení probíhá na základě určení znaménka. Jestliže je znaménko určeno správně, pak je součin kladný a naopak, v případě špatně určeného znaménka, je součin záporný. Průměry obou skupin jsou testovány t-testem, kdy hodnota vyšší než očekávaná je, na určité hladině spolehlivosti, považována za výrazný vztah mezi řadami (Fritts 1976). Vysoce citlivou míru spolehlivosti poskytuje *redukce chyby* (*reduction error - RE*), která by dle Cooka & Kairiukstise (1990) měla mít ústřední roli v procesu verifikace. *RE* indikuje, zda rekonstrukce poskytuje lepší odhad teplotní variability než jednoduché použití střední hodnoty naměřených teplot za kalibrační období  $\bar{x}_c$

$$RE = 1.0 - \frac{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2 \right]}{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_c)^2 \right]}$$

kde  $x_i$  a  $\hat{x}_i$  jsou naměřené a rekonstruované teploty v roce  $i$  (Možný et al. 2012). Interval hodnot *RE* může nabývat od minus nekonečna do plus jedné  $(-\infty; 1)$ , kdy hodnota 1 znamená dokonalý odhad, přičemž všechny kladné hodnoty ukazují na určitou správnost modelu a všechny záporné hodnoty představují nulovou shodu. Hlavní nevýhodou je, že i jeden extrémně špatný odhad může kompenzovat výsledek několika velmi dobrých odhadů (Cook & Kairiukstis 1990, Fritts 1976).

Podobnou metodou verifikace je *koeficient dostatečnosti* (*coefficient of efficiency - CE*). Vyjádřený vzorcem:

$$CE = 1.0 - \frac{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2 \right]}{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_v)^2 \right]}$$

Obě metody jsou si podobné, ale na rozdíl od *redukce chyby*, se ve vzorci pro *CE* používá střední hodnota za verifikační období  $\bar{x}_v$ . Stejně jako předchozí metoda, dosahuje *CE* hodnot od minus nekonečna do plus jedné  $(-\infty; 1)$ , kdy kladné hodnoty svědčí o správnosti modelu a hodnota 1 opět znamená perfektní odhad (Wilson et al. 2006).

#### 2.4.4. Vliv škálování a regrese na rekonstrukci teplot

Metodologické přístupy ke kalibraci dat škálováním či regresí mohou samy o sobě vyústit v rozdíl v rekonstruované teplotní amplitudě až o 0,5 °C, což se rovná průměrné roční teplotní změně na severní polokouli uznávané Mezinárodním panelem pro klimatickou změnu za období mezi roky 1900 – 1998 (Esper et al. 2005). Škálováním rozumíme vyrovnaní průměru a směrodatné odchylky letokruhové chronologie s odpovídajícími hodnotami klimatické proměnné v definovaném období. Při použití metody škálování zůstává homogenní variabilita proxy a naměřených hodnot, čili stejný průměr i směrodatná odchylka, proto se amplituda výsledných hodnot nemění. Oproti tomu, při použití metody lineární regrese zůstává výsledná variabilita proxy záznamů pod úrovní naměřených hodnot, tedy výsledná amplituda se rovná amplitudě získané škálováním, zmenšenou Pearsonovým

korelačním koeficientem, čili nerekonstruuje chybovou odchylku (Esper et al. 2005). Srovnání provedené v práci Esper et al. (2005) ukazuje, že výsledný rozdíl v teplotních amplitudách získaný škálováním může být až 50 %, z důvodu vyšší frekvenční chyby, která je při použití metody regrese eliminována. Porovnání společného signálu mezi proxy a naměřenými hodnotami jako funkce frekvence, např. pomocí shlazování, může přinést další podobné amplitudy proxy a naměřených hodnot, ale je praktické pouze v případě, kdy máme dostatečně dlouhou datovou řadu, abychom zabránili snížení v efektivitě stupně volnosti spojeného s kalibrací. Citlivost amplitudy ke změnám v kalibračním období je silně ovlivněna časově závislými změnami mezi naměřenými a proxy hodnotami. Jako nejvhodnější se jeví kalibrovat co nejdelší časový úsek, aby se minimalizovala citlivost ke krátkodobým změnám ve vztahu proxy a naměřených hodnot (Esper et al. 2005).

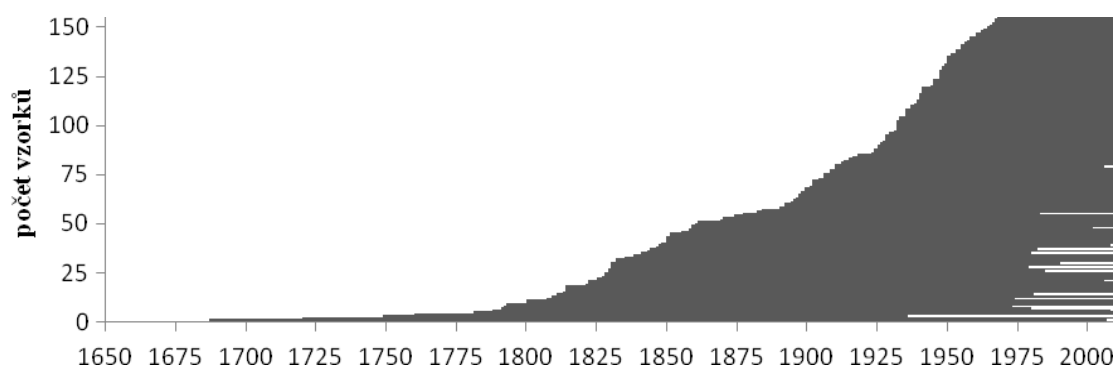
### 3. Data a metody

#### 3.1. Klimatická data a letokruhové série

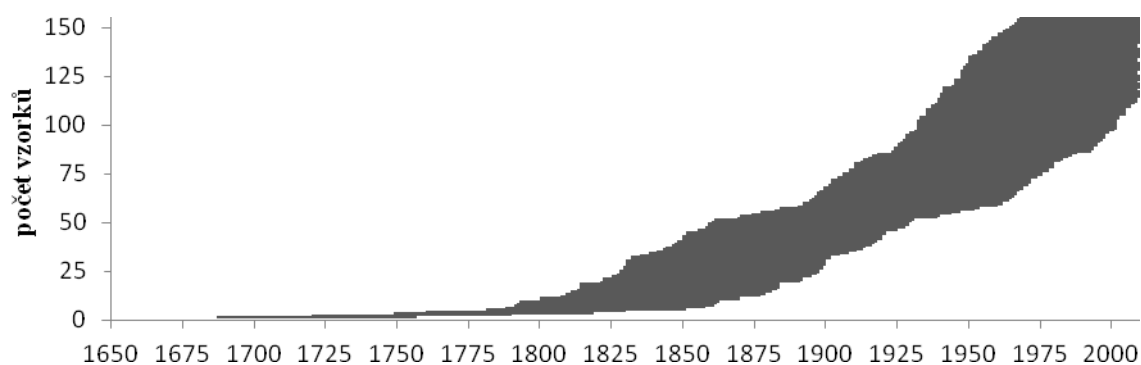
Školitelem byla dodána klimatická data ze stanice Sněžka, konkrétně teplotní a srážkové řady za měsíce předchozí květen až prosinec následujícího roku. Klimatická data jsou od roku 1882 pro teploty a od roku 1889 pro srážky až do roku 2006. Kvůli zachování homogenity dat z měření na stanici Sněžka (Glowicki 1997) a kvůli omezení efektu kyselého znečištění na chronologie (Sander et al. 1995) bylo rozhodnuto o oříznutí klimatických řad na období mezi roky 1900 až 1970. Analyzované letokruhové série smrku ztepilého, pocházející z horní hranice zapojeného lesa regionu Sudet, byly dodány vedoucím práce a pokrývají období od roku 1687 až do roku 2010. Konkrétně se jedná o stromy v nadmořské výšce cca 1250 – 1350 m n. m. z lokací v Hrubém Jeseníku, Kralickém Sněžníku, a Krkonoších, které byly použity v pracích Tremila et al. (2012, 2014). Chronologie z letokruhových dat byly vytvořeny za celé období a teprve poté oříznuty dle klimatických dat na období 1900 – 1970.

#### 3.2. Standardizace a tvorba stanovištní chronologie

Pro dendroklimatologickou analýzu byly použity neupravené nebo-li nevyrovnané letokruhové série (Obr. 1) a dále letokruhové série vyrovnané, u kterých proběhla homogenizace vzorku (Obr. 2). Vyrovnání letokruhových sérií bylo provedeno v programu PAST (Knibbe 2004), oříznutím jednotlivých sérií na dobu 70 let od jejich počátku. Jinými slovy, při vyrovnání bylo z každé letokruhové série stromu zachováno pouze 70 letokruhů od počátku růstu stromu. V případě kratších sérií, byla jejich délka zachována. Délka letokruhových sérií 70 let pro jejich vyrovnání byla zvolena jako střední hodnota mezi nejdelšími a nejkratšími letokruhovými sériemi.



Obrázek 2: Grafické znázornění nevyrovnaných letokruhových sérií



Obrázek 3: Grafické znázornění vyrovnaných letokruhových sérií

V programu ARSTAN (Cook & Krusic 2006) byl z letokruhových sérií odstraněn věkový trend převedením sérií na letokruhové indexy pomocí několika metod standardizace (Tab. 1.). Věkový trend byl modelován deterministickou negativní exponenciálou, stochastickým 70-ti letým splinem a metodou RCS, nebo-li standardizací podle regionální křivky. Všechny tyto metody standardizace proběhly zvlášť pro nevyrovnané a zvlášť pro vyrovnané letokruhové série a u všech těchto metod byly vypočteny indexy jako poměry i jako rozdíly, u kterých byla navíc odstraněna heteroskedascita mocninovou transformací. Použity byly i nedetrendované letokruhové série, pouze s úpravou vyrovnaním a bez vyrovnaní.

Výstupem standardizace v programu ARSTAN je řada chronologií, vypočítaných jako dvojitý vážený robustní průměr letokruhových indexů. Za každou z použitých metod standardizace byly získány 2 chronologie, standardní a residuální, u které je odstraněna autokorelace. Celkem tedy 28 chronologií. Z toho 7 chronologií standardních a 7 chronologií residuálních za vyrovnané letokruhové série a analogický počet chronologií za nevyrovnané letokruhové série. Pro každou chronologii byla vypočtena řada statistik hodnotících spolehlivost chronologie. Byly vypočteny hodnoty vyjádřeného populačního signálu (EPS) a průměrné mezisériové korelace ( $r_{bar}$ ) pro 30-ti letá období s 15-ti letým překryvem nebo např. mezisériová citlivost.

Tabulka 1: Přehled vytvořených chronologií použitých v bakalářské práci

Metoda standardizace	Vyrovnaní sérií	Počítání indexů	Vytvořené chronologie	Výsledný počet chronologií
Negativní exponenciála	Vyrovnané + nevyrovnané	Poměry + rozdíly s PT	Standardní + residuální	8
Klouzavý průměr (spline)	Vyrovnané + nevyrovnané	Poměry + rozdíly s PT	Standardní + residuální	8
Metoda RCS	Vyrovnané + nevyrovnané	Poměry + rozdíly s PT	Standardní + residuální	8
Bez detrendování	Vyrovnané + nevyrovnané	—	—	2
<b>Celkem vytvořeno chronologií</b>			<b>26</b>	

### **3.3. Citlivost ke klimatickým proměnným**

#### **3.3.1. Korelační koeficienty**

Chronologie a klimatické proměnné byly oříznuty na období pokrývající roky 1900 až 1970. Pro toto období byly v programu MS Excel vypočteny korelační koeficienty mezi stanovištními chronologiemi a měsíčními klimatickými proměnnými, teplotou a srážkami. Soubory obou klimatických proměnných se skládaly z průměrných měsíčních hodnot od začátku předchozího vegetačního období (květen předchozího roku) až do konce aktuálního vegetačního roku (říjen aktuálního roku), spolu s průměrnými hodnotami za letní měsíce (V-VII, VI-VII) a předchozí podzimní měsíce (pX-pXI). Korelační analýza klimatických proměnných ukázala, že nejvyšší měsíční korelace teplot ( $r = 0,65$ ) jsou vyšší, oproti nejvyšším měsíčním korelacím srážek ( $r = 0,32$ ). Protože srážky v naprosté většině případů nekorelují s chronologiemi statisticky významně, jsou ve výsledcích korelační analýzy zobrazeny údaje pouze pro teploty. Výsledky jsou zobrazeny jako sloupcové grafy s chybovými úsečkami, které představují nejvyšší a nejnižší hodnoty dané různými způsoby standardizace.

#### **3.3.2. Klouzavé korelace**

Pro analýzu závislosti vztahu v průběhu času mezi teplotami za sledovaná období a hodnotami jednotlivých chronologií byla použita metoda klouzavé korelace. Klouzavé korelace byly vypočteny v 31-letém okně s 15-ti letým překryvem a pokrývají období mezi roky 1915 až 1955. Analýza proběhla zvlášť pro chronologie vytvořené z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií a u obou těchto souborů byly sdruženy chronologie vytvořené metodami výpočtů indexů poměry i rozdíly. Společně jsou analyzovány chronologie vytvořené metodami standardizace „curve fitting“, tedy negativní exponenciála a spline, zvlášť pak chronologie vytvořené metodou RCS a nakonec chronologie vytvořené z nedetrendovaných letokruhových sérií. Sledovaná období jsou VI – VII, V – VII a pX – pXI. Průběh závislosti je graficky zobrazen křivkou průměrných hodnot korelace s mírou nejistoty, danou minimálními a maximálními hodnotami korelací získané za použité chronologie a metody výpočtu indexů rozdíly a podíly.

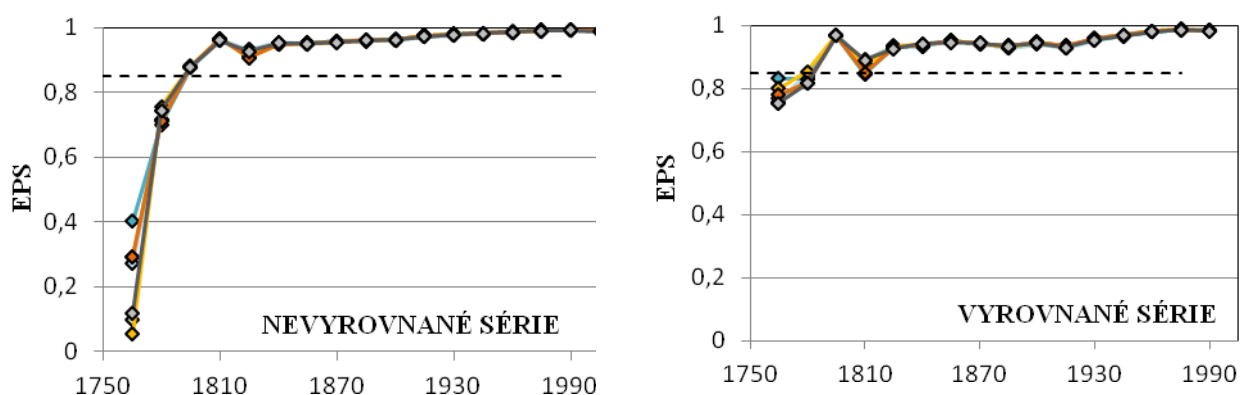
#### **3.3.3. Dendroklimatická rekonstrukce**

Na základě výsledků korelace chronologií a klimatických dat byly stanoveny nejlépe korelované klimatické proměnné a tyto dále rekonstruovány metodou škálování. Při použití této metody byl chronologiím vyrovnán průměr a směrodatná odchylka odpovídající rekonstruované klimatické proměnné. Pro zvýraznění trendů byly pak měřené i rekonstruované teploty shlazený 20-ti letým splinem a porovnány.

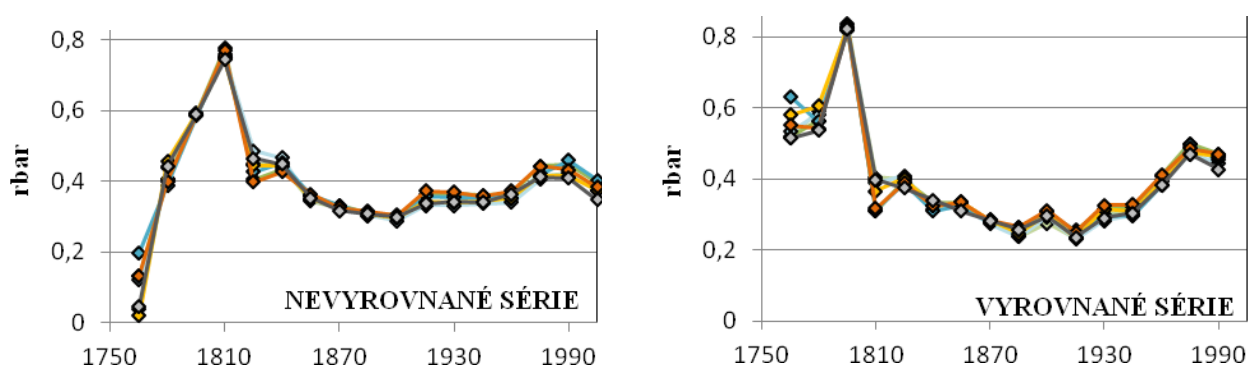
## 4. Výsledky

### 4.1. Statistiky chronologie

Z grafů pro chronologie vytvořené z vyrovnaných i nevyrovnaných letokruhových sérií, lze vidět, že hodnoty EPS (Obr. 4) i rbar (Obr. 5) mají mimo počáteční hodnoty velmi podobný průběh. Hodnoty EPS se na konci 18. století u obou datových řad pohybují nad kritickou hodnotou 0,85 a postupem času se přibližují hodnotě 1. Můžeme tvrdit, že chronologie jsou od začátku 19. stol. spolehlivé. Hodnoty rbar, nebo-li mezisériové korelace, mají do roku 1800 rostoucí trend, poté klesají a stabilizují se kolem hodnoty 0,3 a po roce 1930 mají opět rostoucí charakter.



Obrázek 4: Průběh hodnot EPS pro standardní chronologie vytvořené z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií



Obrázek 5: Průběh hodnot rbar pro standardní chronologie vytvořené z nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií



NE-POM      NE-ROZ      SPLINE-POM      SPLINE-ROZ  
RCS-POM      RCS-ROZ      BEZ DETR      - - - krit. EPS

Tabulky (Tab. 2. a 3.), popisující velikost průměrného letokruhového indexu a směrodatnou odchylku, ukázaly, že jednotlivé hodnoty se pro nevyrovnané a vyrovnané letokruhové série příliš neliší a rozdíly jsou pak v rámci metod standardizace. Nejvyšších hodnot všech obou ukazatelů dosáhly letokruhy u nichž nebyla použita metoda standardizace. Metody standardizace RCS dosahovaly vysokých hodnot velikosti průměrného indexu a směrodatné odchylky standardních chronologií za nevyrovnané i vyrovnané série letokruhů. V případě počítání indexů rozdíly došlo u metody RCS, při vyrovnání sérií, k zmenšení velikosti průměrného indexu a hodnot směrodatné odchylky. Hodnoty ukazatelů metody RCS residuálních chronologií odpovídaly hodnotám ostatních metod. Hodnoty směrodatné odchylky residuálních chronologií vycházely menší, než u chronologií standardních. Průměrná citlivost letokruhových sérií je pro vyrovnané letokruhové série vyšší než pro nevyrovnané.

Pro nevyrovnané a vyrovnané série letokruhů byla spočítána i průměrná citlivost, která se ukázala být vyšší pro nevyrovnané série.

Tabulka 2: Charakteristiky chronologií vytvořených z nevyrovnaných letokruhových sérií

NEVYROVNANÉ SÉRIE							
STANDARDNÍ CH.	NE-POM	NE-ROZ	SPLINE-POM	SPLINE-ROZ	RCS-POM	RCS-ROZ	BEZ DETR
<b>prům. index*</b>	0,980	0,994	0,979	0,989	1,053	1,080	1,621
<b>Směr. odchylka</b>	0,245	0,221	0,222	0,197	0,316	0,322	0,615
RESIDUÁLNÍ CH.							
<b>prům. index</b>	0,992	0,998	0,992	0,998	0,979	0,999	
<b>Směr. odchylka</b>	0,163	0,140	0,164	0,139	0,187	0,152	

\* v případě nedetrendovaných letokruhových sérií se jedná o průměrnou šířku letokruhu

Tabulka 3: Charakteristiky chronologií vytvořených z vyrovnaných letokruhových sérií

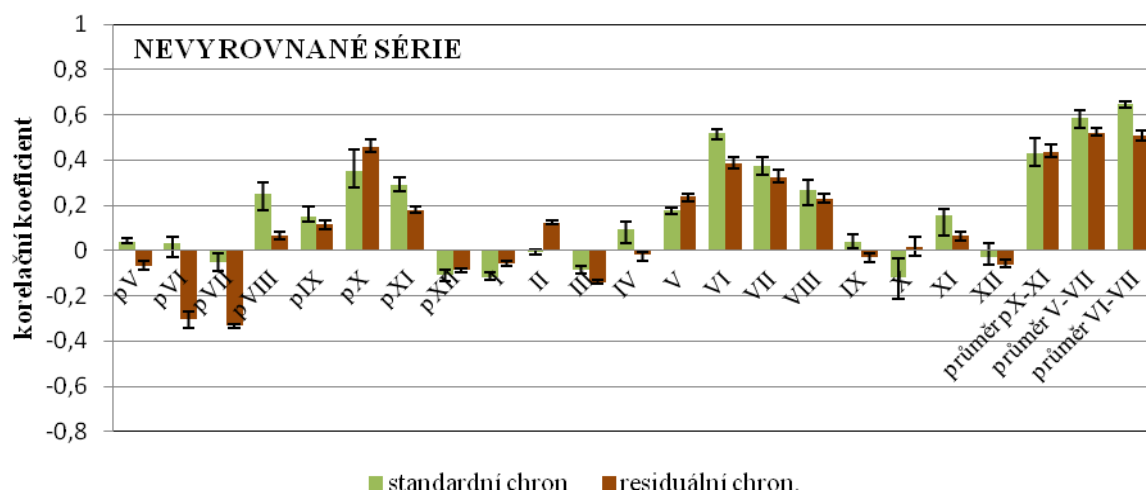
VYROVNANÉ SÉRIE							
STANDARDNÍ CH.	NE-POM	NE-ROZ	SPLINE-POM	SPLINE-ROZ	RCS-POM	RCS-ROZ	BEZ DETR
prům. index*	0,986	0,995	0,983	0,991	1,042	0,993	1,820
Směr. odchylka	0,236	0,217	0,222	0,203	0,312	0,294	0,605
RESIDUÁLNÍ CH.							
prům. index	0,989	0,997	0,991	0,997	0,990	0,997	
Směr. odchylka	0,168	0,145	0,163	0,143	0,185	0,141	

\* v případě nedetrendovaných letokruhových sérií se jedná o průměrnou šířku letokruhu

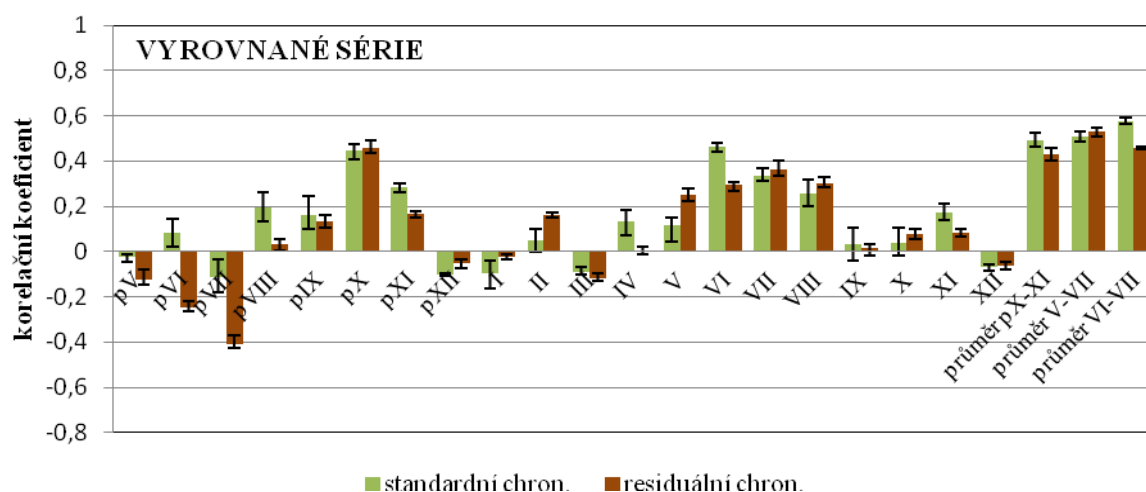
## 4.2. Korelační analýza

### 4.2.1. Korelační koeficienty

Za sledované období (1900 – 1970) byly nalezeny společné i rozdílné charakteristiky v korelaci standardních a residuálních chronologií. Pro obě indexové řady letokruhů jsou společné pozitivní korelace se zprůměrovanými hodnotami teplot za vegetační období, tedy průměrné teploty za květen – červenec, dále červen – červenec i samostatný měsíc červen. U korelací za tato období dosahují obecně standardní chronologie viditelně vyšších hodnot než residuální chronologie. Další pozitivní korelace je spojena s průměrnou hodnotou za měsíce předchozí říjen a předchozí listopad, a dále samostatně i za měsíc předchozí říjen. Významné negativní korelace se vyskytují v menší míře pouze u residuálních chronologií, jde o letní měsíce, předchozí červen a předchozí červenec. Oproti významným pozitivním korelacím jsou tyto negativní korelace slabší a vyskytují se pouze u residuálních chronologií. Rozdíly v korelacích mezi vyrovnanými a nevyrovnanými sériemi jsou nepatrné a objevují se individuálně, nikoliv na celém souboru hodnot.



Obrázek 6: Pearsonovy korelační koeficienty indexů šířek letokruhů a příslušných průměrných teplot za měsíce předchozí květen až současný prosinec s průměrnými hodnotami za letní vegetační období a období předchozí říjen a předchozí listopad. Průměrné hodnoty korelací jsou zobrazeny jako sloupce a příslušné úsečky představují maximální a minimální korelace za daný měsíc pro nevyrovnané letokruhové série



Obrázek 7: Pearsonovy korelační koeficienty indexů šířek letokruhů a příslušných průměrných teplot za měsíce předchozí květen až současný prosinec s průměrnými hodnotami za letní vegetační období a období předchozí říjen a předchozí listopad. Průměrné hodnoty korelací jsou zobrazeny jako sloupce a příslušné úsečky představují maximální a minimální korelace za daný měsíc pro vyrovnané letokruhové série

*Tabulka 4: Korelace průměrných teplot za měsíce VI – VII a indexů letokruhových šířek pro standardní chronologie použitých metod standardizace*

<b>VI – VII</b>	<b>NE-POM</b>	<b>NE-ROZ</b>	<b>SPLINE-POM</b>	<b>SPLINE-ROZ</b>	<b>RCS-POM</b>	<b>RCS-ROZ</b>	<b>BEZ DETR</b>
<b>Nevyrovnané série</b>	0,660484	0,658409	0,638422	0,632662	0,661177	0,630047	0,637492
<b>Vyrovnané série</b>	0,591278	0,574829	0,565173	0,562492	0,593415	0,572989	0,596641

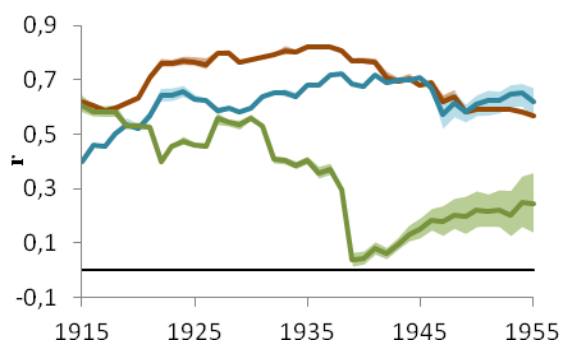
*Tabulka 5: Korelace průměrných teplot za měsíce V – VII a indexů letokruhových šířek pro residuální chronologie použitých metod standardizace*

<b>V - VII</b>	<b>NE-POM</b>	<b>NE-ROZ</b>	<b>SPLINE-POM</b>	<b>SPLINE-ROZ</b>	<b>RCS-POM</b>	<b>RCS-ROZ</b>
<b>Nevyrovnané série</b>	0,537508	0,508311	0,53154	0,509391	0,539705	0,50646
<b>Vyrovnané série</b>	0,519665	0,521057	0,525636	0,509921	0,549332	0,542117

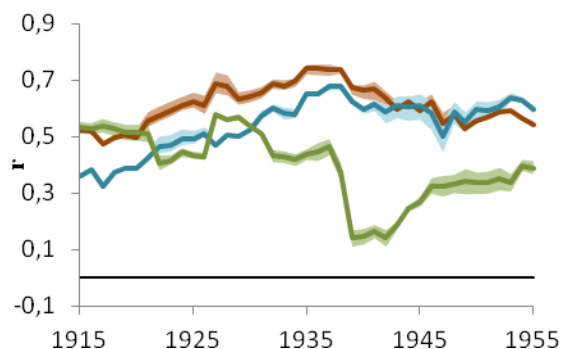
Tabulka č. 4 ukazuje korelace standardních chronologií s průměrnými teplotami za období VI – VII. Nejlépe korelují indexy standardních chronologií vytvořené z nevyrovnaných i vyrovnaných letokruhových sérií, konkrétně metody standardizace negativní exponenciála a RCS, obě s indexy počítanými poměry, nicméně pro vyrovnané řady vycházejí hodnoty korelací nižší než pro nevyrovnané řady. Naopak nejméně koreluje metoda spline, a to indexy počítané poměry i rozdíly. Residuálních chronologie v tabulce č. 5, které korelují s průměrem teplot za měsíce V – VII nedosahují velikosti hodnot korelací standardních chronologií. Nejvyšších hodnot korelací u nevyrovnaných sérií dosahují opět metody detrendu negativní exponenciála, RCS a spline, u všech indexy počítané pomocí poměrů. Nejméně korelují metody negativní exponenciála, spline a RCS, počítané pomocí rozdílů. U vyrovnaných řad dosahuje nejvyšší hodnoty korelace metoda RCS s indexy počítanými poměry i rozdíly, nejméně korelují metody spline počítaná rozdílů a negativní exponenciála počítaná poměry. Chronologie z nedetrendovaných letokruhových sérií dosahují vysokých hodnot korelace vzhledem k ostatním metodám odstraňujícím věkový trend.

#### 4.2.2. Klouzavé korelace

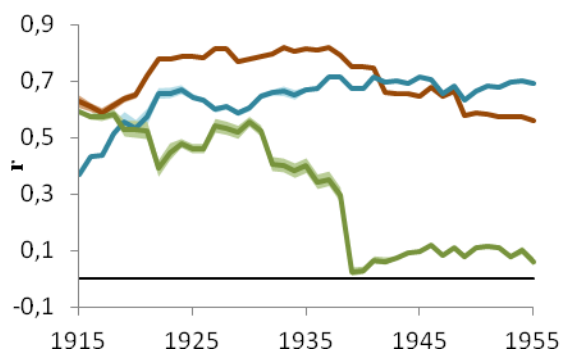
NEVYROVNANÉ LETOKRUHOVÉ SÉRIE



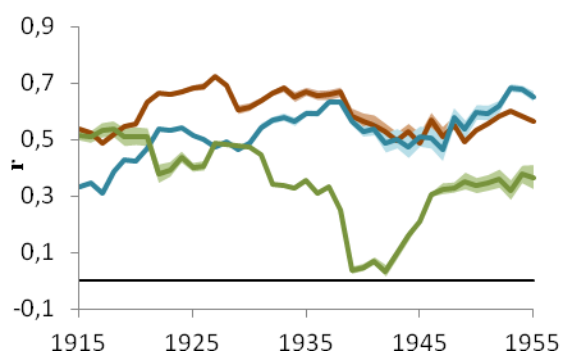
VYROVNANÉ LETOKRUHOVÉ SÉRIE



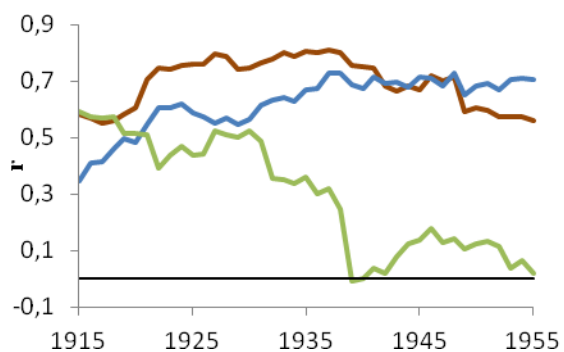
*negativní exponenciála + spline*



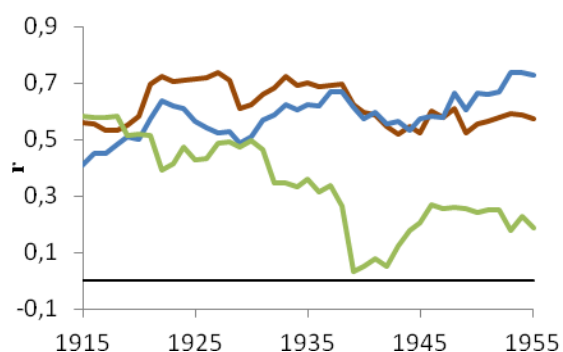
*negativní exponenciála + spline*



*Metoda RCS*



*Metoda RCS*

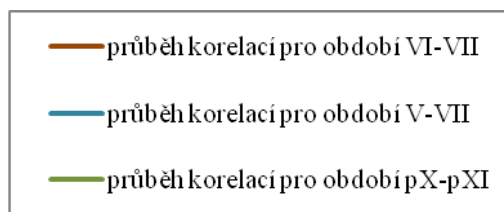


*Bez detrendování*



*Bez detrendování*



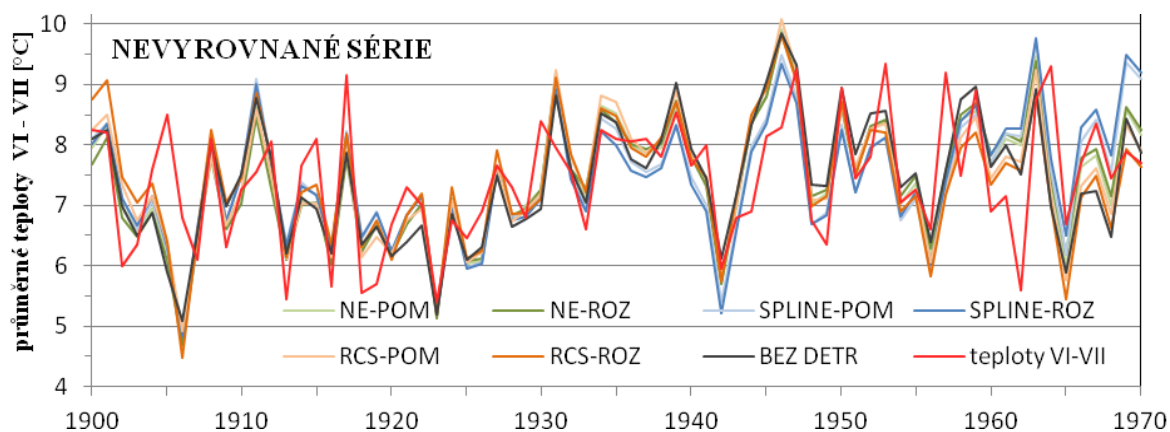


*Obrázek 8: Klouzavé korelace letokruhových indexů a teplot za vybrané měsíce s 31-letým oknem a 15-ti letým překryvem vykreslené plnou čarou. Plocha příslušné barvy představuje rozptyl hodnot vytvořených metodami standardizace. Koeficienty byly počítány za období 1900 – 1970*

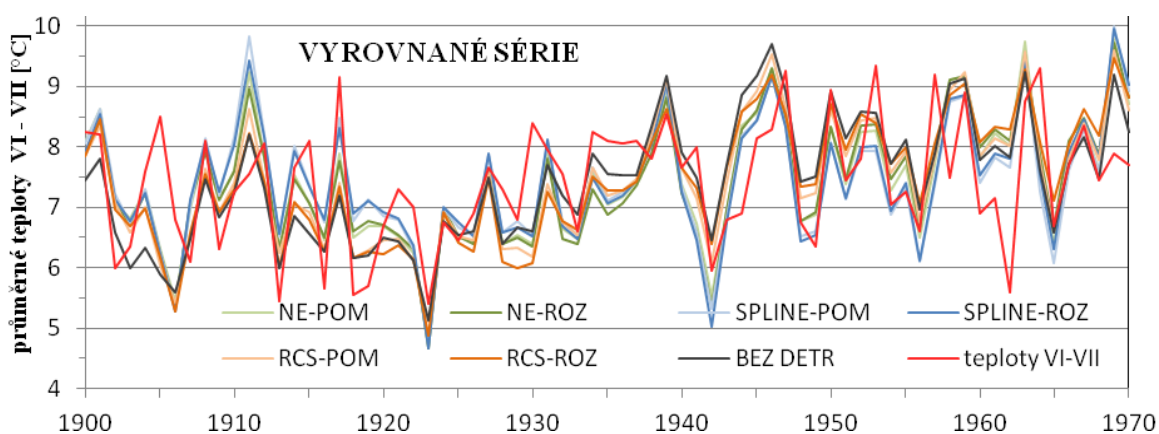
Na základě výsledků korelační analýzy byly pro nejlépe korelovaná období vypočítány klouzavé korelace za období 1900 - 1970. Tyto korelace, ukázaly nestabilní citlivost letokruhových indexů, vypočtených na základě šířek letokruhů, a průměrných teplot za období předchozí říjen – předchozí listopad. Dále je pro obě řady společné, že korelace v období červen - červenec má od druhé poloviny 30. let klesající trend a v druhé polovině 40. let už korelace v období květen - červenec dosahuje vyšších hodnot oproti období červen - červenec. Klesající trend od druhé poloviny 30. let je v případě vyrovnaných letokruhových sérií přítomný u všech tří období, nejvíce pro podzimní měsíce. Šířky letokruhů za měsíce předchozí říjen a předchozí listopad ztrácejí citlivost k teplotní proměnné a k zesílení dochází asi 5 let od jejího prudkého poklesu. U nevyrovnaných letokruhových sérií dosáhne křivka, oproti vyrovnaným sériím, menších hodnot korelace. A v dalším kritériu, trendu křivky, je v polovině případů stoupající a v polovině klesající, většinou u nevyrovnaných sérií letokruhů. Křivky za ostatní dvě období mají za všechny metody u nevyrovnaných i vyrovnaných letokruhových sérií podobný průběh a liší se pouze v málo v míře korelace.

#### **4.3. Dendroklimatologická rekonstrukce**

Z výsledků korelační analýzy, byla rekonstrukce provedena pouze pro období VI-VII, které dosahovalo nejvyšších hodnot korelace. Rekonstrukce byla provedena pouze pro standardní chronologie, jelikož residuální chronologie korelují s obdobím V-VII a jejich hodnoty závislosti dosahují menších hodnot (viz. Obr. 6, Obr. 7, Tab. 5). Z grafů (Obr. 9 a 10), lze vidět, že po většinu období všechny metody standardizace rekonstruují teplotu velmi podobně. Rekonstruované teploty ovšem ne v každém případě odpovídají skutečným a kvůli použité metodě škálování dochází i k nadhodnocování teplot. Při srovnání nevyrovnaných a vyrovnaných letokruhových sérií, mají vyrovnané série, mimo konce sledovaného období, vyšší rozptyl rekonstruovaných teplot.



Obrázek 9: Graficky znázorněný průběh rekonstruovaných teplot porovnaný se skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie ne letokruhových sérií



Obrázek 10: Graficky znázorněný průběh rekonstruovaných teplot porovnaný se skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie vyrovnaných letokruhových sérií

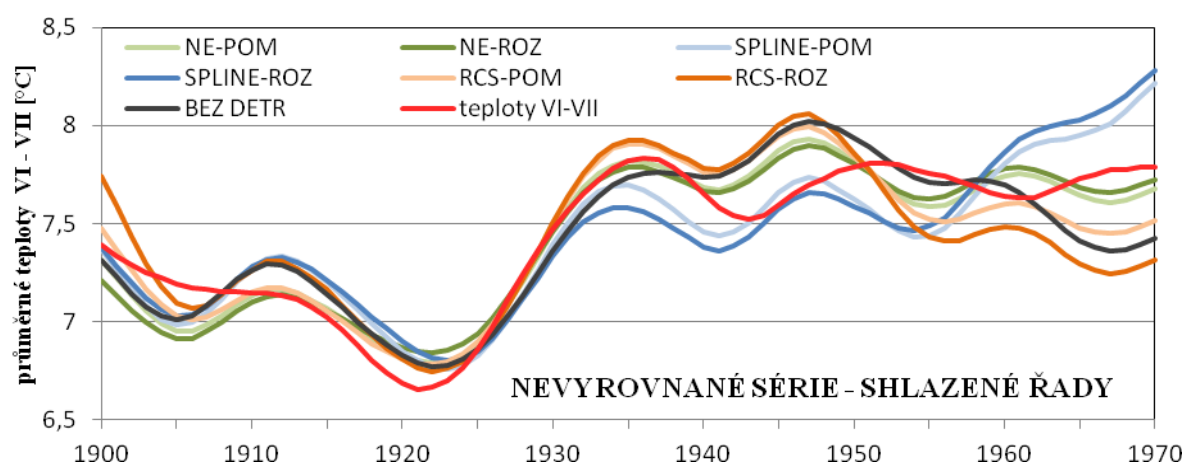
Tabulka 6: Korelace rekonstruovaných a skutečných teplot pro nevyrovnané a vyrovnané letokruhové série

	NE-POM	NE-ROZ	SPLINE-POM	SPLINE-ROZ	RCS-POM	RCS-ROZ	BEZ DETR
<b>Nevyrovnané série</b>	0,660484	0,658409	0,638422	0,632662	0,661177	0,630047	0,637492
<b>Vyrovnané série</b>	0,591278	0,574829	0,565173	0,562492	0,593415	0,572989	0,596641

Tabulka č. 6 ukazuje korelace rekonstruovaných a naměřených hodnot nevyrovnaných a vyrovnaných sérií chronologií s průměrnými teplotami za období VI – VII. Větší shoda naměřených a rekonstruovaných teplot byla nalezena u rekonstrukcí vytvořených z chronologií na základě nevyrovnaných letokruhových řad, kde nejlépe rekonstruuji teplotu metody standardizace negativní exponenciála, s indexy počítanými poměry i rozdíly a vysokých hodnot dosahuje i metoda RCS, počítaná poměry. Rekonstrukce z chronologií po vyrovnaní letokruhových sérií dosahují největší shody opět v případě negativní exponenciály, ovšem pouze s poměry a dále opět metoda standardizace

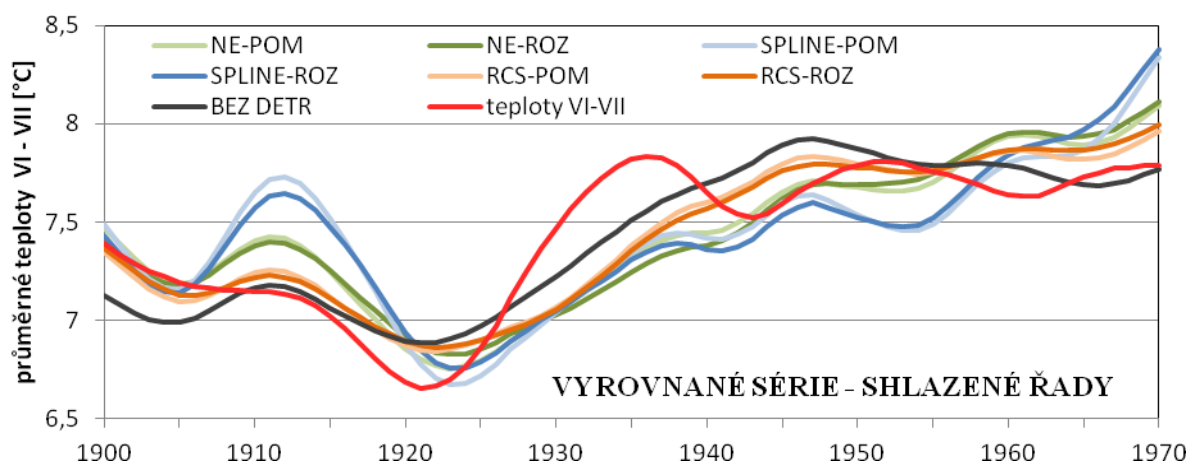
RCS, s indexy na základě poměrů. U nevyrovnaných i vyrovnaných letokruhových řad dosahují relativně nízkých hodnot korelace metody spline, v obou případech počítání indexů, jak rozdíly tak i poměry a dále RCS, počítaná rozdíly. Rekonstrukce na základě chronologie bez odstraněného věkového trendu, pouze s úpravou vyrovnáním, dosahuje relativně vysoké hodnoty.

Grafy shlazených průběhů teplot (Obr. 11 a 12) potvrzují větší rozkolísanost rekonstruovaných teplot vyrovnaných letokruhových sérií, která se snižuje směrem ke konci sledovaného období. To souvisí i s větším nadhodnocováním teplot vyrovnaných letokruhových sérií na začátku sledovaného období. Rekonstruované teploty nevyrovnaných letokruhových sérií sledují velmi dobře teplotní trend zhruba do roku 1945, poté mají až do konce sledovaného období opačný trend. Vyrovnané série teplotní trend sice dodržují podobně a oproti nevyrovnaným sériím dobře i během období 1965-1970, ale během celého období nadhodnocují skutečné teploty. U obou rekonstrukcí teplot se metody spline a RCS objevují u extrémních hodnot rekonstruovaných teplot. Tabulky (Tab. 4. a 5.) pak ukazují, že korelace rekonstruovaných a skutečných teplot jsou menší u vyrovnaných letokruhových sérií, a že nejvyšších hodnot korelace dosahují metody standardizace negativní exponenciála a metoda RCS.



Obrátek 11: Graficky znázorněný průběh shlazených rekonstruovaných teplot porovnaný se shlazenými skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie nevyrovnaných letokruhových sérií





Obrátek 12: Graficky znázorněný průběh shlazených rekonstruovaných teplot porovnaný se shlazenými skutečnými hodnotami za měsíce VI-VII pro standardní chronologie vyrovnaných letokruhových sérií

Tabulka 7: Korelace shlazených řad rekonstruovaných a skutečných teplot pro nevyrovnané a vyrovnané letokruhové série

Shlazené řady	NE-POM	NE-ROZ	SPLINE-POM	SPLINE-ROZ	RCS-POM	RCS-ROZ	BEZ DETR
Nevyrovnané série	0,940976	0,934613	0,874362	0,826082	0,903055	0,794503	0,878735
Vyrovnané série	0,785559	0,745334	0,645526	0,633668	0,857300	0,845184	0,88757

Z tabulky č. 7 můžeme vidět hodnoty korelace shlazených naměřených a rekonstruovaných teplot použitými metodami standardizace. Podobně jako v předchozím případě, se jako lépe korelující ukázaly rekonstrukce na základě chronologií z nevyrovnaných letokruhových sérií. V tomto případě se jako nejlépe shodující ukázaly chronologie u nichž byl odstraněn věkový trend pomocí negativní exponenciály a to s indexy vypočtenými poměry i rozdíly. U rekonstrukcí vytvořených na základě chronologií vytvořených z vyrovnaných letokruhových sérií nejlépe korelovala metoda standardizace RCS, s indexy počítanými poměry i rozdíly. Vyšších hodnot korelace u vyrovnaných sérií dosahovala rekonstrukce na základě chronologie z nedetrendovaných letokruhových sérií. Nejmenší shoda rekonstrukcí a naměřených teplot se projevila u nevyrovnaných i vyrovnaných souborů v případě metody standardizace pomocí funkce spline.

Tabulka 8: Porovnání maximálních a minimálních naměřených a rekonstruovaných teplot a jejich amplitudy

	teploty [°C]	nevyrovnané let. série	NE POM	NE ROZ	SPLINE POM	SPLINE ROZ	RCS POM	RCS ROZ	BEZ DETR
max	9,35		9,916	9,830	9,728	9,769	10,074	9,832	9,859
min	5,4		4,883	4,682	4,899	4,843	4,930	4,477	5,080
amplituda	3,95		5,034	5,148	4,829	4,926	5,144	5,355	4,779
	teploty [°C]	vyrovnané let. série	NE POM	NE ROZ	SPLINE POM	SPLINE ROZ	RCS POM	RCS ROZ	BEZ DETR
max	9,35		9,788	9,722	9,997	9,958	9,590	9,465	9,700
min	5,4		4,744	4,670	4,736	4,675	5,120	4,877	5,122
amplituda	3,95		5,044	5,053	5,260	5,283	4,470	4,588	4,578
	teploty [°C]	nevyrovnané let. série – shlazené řady	NE POM	NE ROZ	SPLINE POM	SPLINE ROZ	RCS POM	RCS ROZ	BEZ DETR
max	7,833		7,933	7,898	8,215	8,281	7,995	8,058	8,022
min	6,651		6,789	6,841	6,760	6,802	6,781	6,743	6,768
amplituda	1,182		1,144	1,058	1,455	1,479	1,214	1,315	1,254
	teploty [°C]	vyrovnané let. série – shlazené řady	NE POM	NE ROZ	SPLINE POM	SPLINE ROZ	RCS POM	RCS ROZ	BEZ DETR
max	7,833		8,091	8,112	8,339	8,378	7,963	7,993	7,923
min	6,651		6,754	6,825	6,673	6,756	6,842	6,864	6,886
amplituda	1,182		1,337	1,287	1,666	1,621	1,121	1,129	1,038

Tabulka č. 8 porovnává skutečné teploty s rekonstruovanými pro jednotlivé typy standardizace na základě jejich maximálních a minimálních hodnot a jejich amplitudy. V případě nevyrovnaných letokruhových sérií teploty nejvíce nadhodnocuje metoda standardizace RCS, s poměry, ovšem minimální naměřenou teplotu rekonstruuje nejlépe ze zkoumaných metod. Nejbližší maximální teplotě se ukázaly hodnoty pro metodu standardizace funkcí spline, s indexy vypočítanými pomocí poměrů. Největší podhodnocení rekonstruovaných teplot a největší rozdíl maximální a minimální rekonstruované teploty se objevili u metody standardizace RCS, s indexy vypočítanými jako rozdíly. Situace pro rekonstrukce vytvořené z vyrovnaných letokruhových sérií je odlišná. Nejlépe sleduje naměřenou teplotu metoda standardizace RCS, a to indexy počítané rozdíly pro maximální teplotu a indexy vypočtené poměry pro minimální teplotu. Naopak k největšímu nadhodnocení maximální naměřené teploty dochází u standardizace pomocí funkce spline s poměry a minimální naměřenou teplotu nejvíce podhodnocuje negativní exponenciála s indexy pomocí rozdílů. Amplituda rekonstruovaných teplot je největší pro funkci spline s indexy vypočítané rozdíly.

Porovnání rekonstruovaných shlazených a naměřených teplot ukázalo rozdílné výsledky. V případě nevyrovnaných letokruhových sérií se maximální teplota nejlépe podobala v případě

standardizace pomocí negativní exponenciály s indexy pomocí rozdílů, nejvíce byla nadhodnocena metodou spline s indexy vypočítanými rozdíly. Minimální teplota byla nejvíce podobná s rekonstrukcí metodou RCS s poměry a nejméně podobná s rekonstrukcí negativní exponenciálou s indexy počítanými pomocí rozdílů. Největší rozdíl v teplotě ukázala metoda standardizace spline počítaná rozdíly. Rekonstrukce shlazených teplot na základě vyrovnaných letokruhových sérií dopadla v případě maximální teploty nejlépe pro metodu standardizace RCS počítané poměry a naopak funkce spline, vypočtená rozdíly, ukázala největší nadhodnocení rekonstruovaných teplot. Metoda spline, s indexy vypočítanými, poměry dosahovala nejlepší shody v rekonstrukci minimální teploty, kde naopak nejvíce selhala metoda RCS, vypočtená rozdíly. Teplotní amplituda byla nejvyšší u metody standardizace spline, vypočítané pomocí poměrů.

## 5. Diskuze

### 5.1. Statistiky chronologie

Průměrná citlivost měří variabilitu šířek letokruhů popř. indexů v rámci série, nicméně podobnost jednotlivých sérií ještě nemusí znamenat, že jde o klimatický signál (Cook & Pederson 2011). Hodnoty průměrné citlivosti v mé práci analyzovaných řad se pohybují blízko hodnoty 0,2, jsou tedy vhodné pro dendroklimatické studie (Speer 2010). Vyšší průměrná citlivost, která pravidelně vychází u vyrovnaných letokruhových sérií, je důsledkem odstranění částí letokruhových sérií dospělého dřeva a ponechání pouze juvenilních částí sérií, které jsou více citlivé k přírodním vlivům (Tremlet al. 2012).

Průběh hodnot vyjádřeného populačního signálu standardních chronologií je pro nevyrovnané i vyrovnané letokruhové série velmi podobný. Hodnoty EPS pro vyrovnané letokruhové série se na začátku chronologií sice pohybují ve vyšších hodnotách, nicméně kritickou dolní mez 0,85 překročí stejně jako nevyrovnané letokruhové série před rokem 1800 (WIGLEY et al. 1984). Po překročení této hranice dosahují v průběhu vyšších hodnot, a tudíž se více podobají hypotetické ideální chronologii. Ale pro klimatické studie jsou od začátku 19. století vhodné obě letokruhové řady (Cook & Kairiukstis 1990).

Hodnoty  $r_{bar}$ , nebo-li průměrné mezisériové korelace se pohybují často v relativně nízkých hodnotách, ale během sledovaného období 1900 – 1970 se hodnoty nacházejí kolem hodnoty 0,4 (Speer 2010).

### 5.2. Korelační analýza

Korelační analýza dostupných klimatických proměnných prokázala vyšší závislost chronologií na teplotě oproti srážkám. Stromy stanoviště, odkud byly odebrány vzorky, jsou limitovány teplotou, což odpovídá skutečnosti, jelikož se nacházejí při horní hranici lesa (Fritts 1976). Reakce na teploty se u standardních a residuálních chronologií liší. Pro standardní chronologie, které dosahují vyšších hodnot korelace, platí největší korelace během měsíců červen – červenec, residuální chronologie korelují spíše s obdobím květen - červenec. Ve vysokých polohách při horní hranici lesa, kde je zřetelné působení teploty na přírůst dřevin je největší vliv teploty v období červen - červenec (Porter et al. 2013, Fritts 1976, Tremlet 2012). Standardní chronologie korelují pozitivně převážně s letními měsíci aktuálního roku. Residuální chronologie tíhnou k pozitivní korelaci jak s letními měsíci aktuálního roku, tak i s říjnem předchozího roku a negativně s červnem a červencem předchozího roku. To je způsobeno autokorelací, která je u residuálních chronologií odstraněna (Fritts 1976). Pro odstranění autokorelace jsou mimo jiné i Drápela & Zach (1995), nicméně jejím odstraněním může

dojít i k zeslabení hledaného klimatického signálu, proto jsou v práci používány standardní chronologie (Melvin & Briffa 2008).

Nejvyšších hodnot korelace teplot a indexů dle použitých metod standardizace dosáhly u nevyrovnaných sérií metody negativní exponenciála a metoda RCS, obě s indexy počítanými poměry, a to jak pro standardní, tak i pro residuální chronologie. U vyrovnaných letokruhových sérií se ukázala jako vhodná metoda RCS, počítaná pomocí poměrů, opět jak pro standardní, tak i pro residuální chronologie. Naopak relativně nízkých hodnot dosahovali korelace u indexů počítaných rozdíly pro metody negativní exponenciála, spline i RCS. Metoda výpočtu indexů má značný vliv na efekt výsledné RCS chronologie. Esper et al. (2003) ukázali, že pro analýzu v délce tisíciletí dokáže volba metody výpočtu indexů překonat vliv hloubky série nebo nejasného počátečního roku. Ačkoliv byla u metody výpočtů indexů rozdíly použita, podle doporučení např. Helama et al. (2004), Biondi & Qeadan (2008), mocninná transformace odstraňující heteroskedascitu, dosahují indexy menší shody než indexy počítané metodou poměrů, které naopak v práci Cook & Peters (1997) nadhodnocují výslednou rekonstrukci. Při porovnání vlivu metody počítání indexů na nadhodnocení rekonstruované teploty a její amplitudy nebyly zjištěny odlišnosti nebo pravidla zda jedna z metod má větší vliv na nadhodnocování, ale indexy počítané metodou poměrů dosahují větší shody rekonstruovaných a naměřených teplot.

Z analýzy klouzavých korelací, lze vidět, že u obou souborů letokruhových sérií a všech metod standardizace je růstová odezva na klimatické podmínky podobná a v průběhu sledovaného období se mírně mění. Především pak pro období předchozí říjen a předchozí listopad je viditelný pokles korelace v průběhu času, podobný najdeme v práci Tremla et al. (2012). Klouzavé korelace nevyrovnaných letokruhových sérií se často pohybují ve vyšších hodnotách oproti klouzavým korelacím vyrovnaných letokruhových sérií, což je pravděpodobně způsobeno oslabením společného klimatického signálu následkem odstranění částí letokruhových sérií (Briffa & Jones 1990).

### **5.3. Dendroklimatologická rekonstrukce**

Rekonstrukce nejlépe korelované klimatické proměnné byly provedeny metodou škálování i přes to, že tato metoda ovlivňuje výslednou amplitudu rekonstruovaných teplot a může, oproti metodě regrese, nadhodnocovat výsledné teploty (Esper et al. 2005). Škálování je nejjednodušší mezi metodami kalibrace, ale zároveň nejméně náchylná k podhodnocení, především v případě zjištěné nízké závislosti (Büntgen et al. 2013). Pro metody standardizace také nebyla nalezena souvislost s nadhodnocováním rekonstruovaných teplot. Dle Briffa et al. (2002) je pro klimatickou rekonstrukci korelační koeficient dostatečným ukazatelem závislosti. Teplotní rekonstrukce proběhly pouze se standardními chronologiemi z důvodu vyšší korelace teplot oproti residuálním chronologiím, u kterých je odstraněna autokorelace (Cook & Kairiukstis 1990).

Metoda standardizace spline dle Cook & Kairiukstis (1990) a Biondi & Qeadan (2008) odstraňuje z letokruhových sérií během detrendování mimo šumu i klimatický signál jelikož křivka této funkce není biologicky definovaná. To je zřejmě důvod nízké shody rekonstruovaných a naměřených teplot oproti ostatním metodám standardizace. Biondi & Qeadan (2008) dále tvrdí, že metoda spline je nejvhodnější k odstraňování věkového trendu pro velmi staré stromy, reliktní a subfossilní dřevo a nebo pro stromy v zápoji.

Odstranění věkového trendu pomocí negativní exponenciály se ukázalo jako mnohem efektivnější. Nevýhoda oproti funkci spline je, že pokud má letokruhová série více než jedno maximum, nedokáže negativní exponenciála tento průběh dostatečně vystihnout (Cook & Kairiukstis 1990). Standardizace negativní exponenciálou je také velmi citlivá k průběhu počáteční části letokruhové série (Bunn et al. 2004).

Metoda odstranění věkového trendu RCS je v práci Helama et al. (2004) ukázána jako nejlépe schopná zachovat variabilitu klimatu v letokruhových sériích ve stoletých časových měřítkách, avšak vyžaduje homogenní vzorky pro stanovení společného klimatického signálu. Podle autora není vhodné používat metodu RCS s indexy počítanými jako rozdíly bez transformace. Pro stanovení nízkofrekvenční variability klimatu tuto metodu ve své práci používají také Bunn et al. (2004). Podle Esper et al. (2003) a Helama et al. (2004) plyne nejistota u metody RCS z volby metody výpočtu indexů, velikosti a distribuci vzorku, vlivu stanovení začátku sérií, druhu dřeviny a především na lokalitě, z které jsou letokruhové série odebírány. Účinky homogenizace letokruhových sérií vyrovnáním je dobře vidět u metody RCS, která touto úpravou dosáhla vyšších hodnot korelace oproti ostatním metodám standardizace. Velikostí vzorku se podle Mérien et al. (2013) zvyšuje i korelace přírůstu a klimatické proměnné.

Volba metody standardizace dokáže zmírnit i účinky autokorelace, která je nižší v případě více flexibilních metod standardizace, jako je funkce spline. Oproti tomu nejvyšší autokorelace se objevuje u metody odstranění věkového trendu RCS (Helama et al. 2004). Flexibilita metody standardizace má také vliv na stabilizaci rozptylu indexů v případě počítání poměry. Čím více je metoda standardizace flexibilní, tím více je schopna stabilizovat rozptyl (Helama et al. 2004). Negativní exponenciála dokázala dobře rekonstruovat teplotní proměnou v ročním časovém měřítku, ale zároveň se ukázala její schopnost vystihnout i teplotní trend. Rozdíly v ročním či desetiletém časovém měřítku zachování variability jsou mezi negativní exponenciálou a metodou RCS ve prospěch negativní exponenciály, přesto obě metody dosahují dobrých hodnot. Metoda RCS naproti tomu mírně překonává negativní exponenciálu ve schopnosti zachytit nízkofrekvenční variabilitu (Bunn et al. 2004, Porter et al. 2013). Úskalí ztěžující extrahování dlouhodobého klimatického signálu z tisíciletých chronologií označováno jako „prokletí délky série“ doporučují Cook et al. (1995) zmírnit použitím dlouhých letokruhových sérií, jelikož uchování nízkofrekvenční variability je dáno délkou nejkratší dílčí série (Cook & Peters 1981). Melvin & Briffa (2008) vidí řešení se zkreslením trendu v použití metody „bez signálu“.

Rybníček et al. (2010) ve své práci ukazují důležitost odstranění věkového trendu oproti použití nedetrendovaných letokruhových sérií, jelikož standardizace zvyšuje relevanci extrahovaných klimatických informací. Stejně tak Cook & Kairiukstis (1990) a Helama et al. (2004) považují za nutné odstranit věkový trend, který je zastoupený v každé letokruhové sérii, ačkoliv velikost korelace rekonstruovaných a naměřených teplot dosahovaly podobných, někdy i větších hodnot oproti ostatním použitým metodám, které věkový trend odstraňují, a nebylo prokázáno ani systematické nadhodnocení rekonstruovaných teplot.

## 6. Závěr

Bakalářská práce se zabývala přístupy ke zpracování dendrochronologických dat, metodami odstranění věkového trendu a porovnáním jejich vlivu na rekonstrukci klimatických proměnných.

Byla prokázáno, že zachování proměnlivosti klimatu je citlivé na výběr metody standardizace, a že neexistuje jediná univerzální metoda standardizace, která by dokázala zachovat veškerou variabilitu klimatického signálu, nicméně různé způsoby odstranění věkového trendu dosahují odlišných výsledků ve sledování klimatického signálu.

Odstraněním autokorelace dochází k oslabení společného klimatického signálu a k největší ztrátě korelace mezi letokruhovými indexy a klimatickou proměnnou. K další ztrátě klimatického signálu dochází vyrovnáním letokruhových sérií, tedy odstraněním částí letokruhových sérií, nicméně tato ztráta je menší oproti ztrátě signálu spojené s odstraněním autokorelace.

Metoda standardizace pomocí funkce spline je vhodná k detrendování starých stromů, subfossilního dřeva nebo pro stromy v zápoji, ale v této práci se ukázala jako nejméně vhodná. Oproti tomu metody negativní exponenciála a RCS ukázaly větší potenciál zachovávat variabilitu klimatické proměnné. Negativní exponenciála prokázala schopnost rekonstruovat vysokofrekvenční klimatický signál v ročním a desetiletém časovém měřítku, ale je vhodná i pro sledování nízkofrekvenční variability. Schopnost rekonstruovat dlouhodobou variabilitu klimatu o nízké frekvenci z letokruhových šířek potvrdila i metoda standardizace podle regionální růstové křivky (RCS), která se osvědčila i v ročním časovém měřítku. Úprava vyrovnáním dále potvrdila, že vede ke zvýšení průměrné citlivosti chronologie a rovnoměrným rozložením letokruhových sérií ve vzorku lze dosáhnout vyšších rekonstrukčních schopností u metody RCS. Pro indexy počítané metodou poměrů byla zjištěna větší shoda rekonstruovaných a naměřených teplot oproti tvorbě indexů rozdílů. Přestože se doporučuje odstranit věkový trend z letokruhových sérií, tato práce neprokázala zvlášť špatné výsledky v rekonstrukci teplot na základě nedetrendovaných letokruhových sérií.



## 7. Použitá literatura

ARX, G., CARRER, M. (2014): ROXAS – A new tool to build centuries – long tracheid-lumen chronologies in conifers. *Dendrochronologia*, 32, s. 290 – 293.

BIJAK, Sz. (2008): Various factors influencing the pointer year analysis. In: ELFERTS, D., BRUMELIS, G., GÄRTNER, H., HELLE, G., SCHLESER, G. (eds.): TRACE – Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Vol. 6: Proceedings of the DENDROSYMPOSIUM 2007, 3. – 6. 5. 2007, Scientific Technical Report, Riga, Latvia, Potsdam, s. 77 - 82.

BIONDI, F., QEADAN, F. (2008): A theory-driven approach to tree-ring standardization: Defining the biological trend from expected basal area increment. *Tree-Ring Research*, 64, s. 81–96.

BRÁZDIL, R., DOBRÝ, J., KYNCL, J., ŠTĚPÁNKOVÁ, P. (1997): Rekonstrukce teploty vzduchu teplého půlroku v oblasti Krkonoš na základě letokruhů smrku v období 1804-1989. *Geografie – Sborník ČGS*, 1997, roč. 102, č. 1, s. 3-16.

BRIFFA, K.R., JONES, P.D. (1990): Basic chronology statistics and assessment. In: Cook, E.R., Kairiukstis, L.A.E. (Eds.), *Methods of Dendrochronology: Applications in the Environmental Sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 137–152.

BRIFFA, K. R., JONES, P. D., SCHWEINGRUBER, F. H., KARLÉN, W., ZETTERBERG, P., ERONEN, M. (1996): Tree-ring variables as proxy-climate indicators: problems with low-frequency signals. In: Jones P. D., Bradley R. S., Jouzel J. (eds) *Climatic variations and forcing mechanism of the last 2,000 years*. Springer-Verlag, Berlin, s 9–41.

BRIFFA, K. R., OSBORN, T. J., SCHWEINGRUBER, F. H., JONES, P. D., SHIYATOV, S. G., VAGANOV, E. A. (2002): Tree-ring width and density data around the Northern Hemisphere: Part 1, local and regional climate signals. *The Holocene*, 12, s. 737–757.

BRIFFA, K. R., MELVIN, T. M. (2011): A Closer Look at Regional Curve Standardization. In: Hughes M. K., Swetnam T. W., Diaz H. F. (eds.): *Dendroclimatology: Progress and Prospects*. Springer Verlag, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, s. 113–145.

BUNN, A.G., T. J. SHARAC, L.J. GRAUMLICH (2004): Using a simulation model to compare methods of tree-ring detrending and to investigate the detectability of low-frequency signals. *Journal of Tree-Ring Research* 60(2): 77-90.

BÜNTGEN, U., ESPER, J., FRANK, DC., TREYDTE, K., SCHMIDHALTER, M., NICOLUSSI, K., SEIFERT, M. (2005): The effect of power transformation on RCS – evidence from three millennial-length alpine chronologies. In: Gärtner et al. (Eds.) *Proceedings volume. International conference tree rings in archaeology, climatology and ecology*, April 22-24, 2004, Birmensdorf, Switzerland. *Environment* 53, Jülich, 141-149.

BÜNTGEN, U., TEGEL, W., HEUSSNER, K.-U., HOFMANN, J., KONTIC, R., KYNCL, T., COOK, E. R. (2012): Effects of sample size in dendroclimatology. *Climate Research*, 53, s. 263–269.

BÜNTGEN, U., KYNCL, T., GINZEL, C., JACKS, D., ESPER, J., TEGEL, W., HEUSSNER, K.-U., KYNCL, J. (2013): Filling the Eastern European gap in millennium-long temperature reconstructions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 110: 1773-1778.

CARRER, M., URBINATI, C. (2006): Long-term change in the sensitivity of tree-ring growth to climate forcing of *Larix decidua*. *New Phytologist* 170: 861-872.

COOK, E. R., PETERS, K. (1981): The smoothing spline: A new approach to standardizing forest interior tree-ring width series for dendroclimatic studies. *Tree-Ring Bulletin*, 41, s. 45– 53.

COOK, E. R., KAIRIUKSTIS, L. A. (eds.), (1990): *Methods of dendrochronology: applications in the environmental science*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston, London, s. 394.

COOK, E. R., BRIFFA, K. R., MEKO, D. M., GRAYBILL, D. A., FUNKHOUSER, G. (1995): The 'segment length curse' in long tree-ring chronology development for palaeoclimatic studies. *The Holocene*, 5(2), s. 229-237.

COOK, E. R., PETERS, K. (1997): Calculating unbiased tree-ring indices for the study of climatic and environmental change. *The Holocene*, 7, s. 361–370.

COOK, E., R., PEDERSON, N. (2011): Uncertainty, emergence, and statistics in dendrochronology. In: Hughes MK, Swetnam TW, Diaz HF (eds) *Dendroclimatology: progress and prospects*. Springer, Dordrecht, p 77–112

DRÁPELA K., ZACH J. (1995): *Dendrometrie (Dendrochronologie)*. Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, Brno, 152 s.

ESPER, J., COOK, E. R., KRUSIC, P. J., PETERS, K. (2003): Tests of the RCS method for preserving low- frequency variability in long tree-ring chronologies. *Tree-Ring Research*, 59, s. 81–98.

ESPER, J., FRANK, D. C., WILSON, R. J. S., BRIFFA, K. R. (2005): Effect of scaling and regression on reconstructed temperature amplitude for the past millennium. *Geophysical Research Letters*, 32, L07711.

FRIDRICH, M., REMMELE, S., KROMER, B., HOFMANN, J., SPURK, M., KAISER, K. F., ORCEL, C., KÜPPERS, M. (2004): The 12,460-year Hohenheim oak and pine tree-ring chronology from central europe—A unique annual record for radiocarbon calibration and paleoenvironment reconstructions. *Radiocarbon*, 46(3), s. 1111-1122.

FRITTS, H. C. (1976): *Tree Rings and Climate*. Academic Press, London, New York, San Francisco, 567 s.

GLOWICKI, B. (1998): Wieloletnia Wieloletnia seria pomiarów temperatury powietrza na ŚnieŹce. *Geoekologiczne problemy Karkonoszy. Materiały z sesji naukowej w Przesiece 15-18 X*. Acarus, Poznań, s. 114-123.

HELAMA, S., LINDHOLM, M., TIMONEN, M., ERONEN, M. (2004): Detection of climate signal in dendrochronological data analysis: a comparison of tree-ring standardization methods. *Theoretical and Applied Climatology* 79: s. 239–254.

MELVIN, T. M., (2004): Historical growth rates and changing climatic sensitivity of boreal conifers. PhD Thesis at Climatic Research Unit, School of Environmental Sciences, University of East Anglia. Supervised by Keith Briffa, Norwich, 271 s.

MÉRIAN, P., PIERRAT, J.-C., LEBOURGEOIS, F. (2013): Effect of sampling effort on the regional chronology statistics and climate-growth relationships estimation. *Dendrochronologia*, 31 (1), s. 58-67.

MOŽNÝ, M., BRÁZDIL, R., DOBROVOLNÝ, P., TRNKA, M. (2012): Cereal harvest dates in the Czech Republic between 1501 and 2008 as a proxy for March–June temperature reconstruction. *Climatic Change*, 110, s. 801-821.

NEUWIRTH, B., SCHWEINGRUBER, F. H., WINIGER, M. (2007): Spatial patterns of Central European pointer years. *Dendrochronologia*, 24, s. 79–89.

PALLARDY, S. G. (2008): *Physiology of Woody Plants*. Third Edition. Academic Press, Burlington, San Diego, London, 454 s.

PORTER, T.J., PISARIC, M.F.J., KOKELJ, S.V., de MONTIGNY, P. (2013): A ring-width-based reconstruction of June-July minimum temperatures since AD 1245 from a network of white spruce stands in the Mackenzie Delta region, northwestern Canada. *Quaternary Research*. 80(2): s. 167-179.

RYBNÍČEK, M., KOŇAS, P., KOLÁŘ, T. (2010): The Benefits of Tree-Ring Curves Detrending for Dating Archaeological Wood. *Geochronometria*. sv. 35, č. 1, s. 85-90. ISSN 1733-8387.

SANDER, C., ECKSTEIN, D., KYNCL, J., DOBRÝ, J. (1995): The growth of spruce (*Picea abies* (L) Karst) in the Krkonoše- (Giant) Mountains as indicated by ring width and wood density. *Annales des Sciences Forestieres*, vol. 52, no. 5, s. 401-410.

SCHWEINGRUBER, F. H. (1996): *Tree Rings and Environment*. Dendroecology. Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research, Birmensdorf. Paul Haupt Publishers, Berne, Stuttgart, Vienna, 609 s.

SPEER, J. H. (2010): *Fundamentals of Tree Ring Research*, The University of Arizona Press, Tuscon, 324 s.

TREML, V., PONOCNÁ, T., KING, G., BÜNTGEN, U. 2014. A new tree-ring-based summer temperature reconstruction over the last three centuries for east-central Europe. *International Journal of Climatology*. DOI: 10.1002/joc.4201.

TREML, V., PONOCNÁ, T., BÜNTGEN, U. 2012. Growth trends and temperature responses of treeline Norway spruce in the Czech-Polish Sudetes Mountains. *Climate Research* 55, p. 91-103.

WIGLEY, T., BRIFFA, K., JONES, P. (1984): On the average value of correlated time series, with applications in dendroclimatology and hydrometeorology. *Journal of Climate and Applied Meteorology*, 23, s. 201-213.

WILSON, R., TUDHOPE, A., BROHAN, P., BRIFFA, K., OSBORN, T., TETT, S. (2006): Two hundred-fifty years of reconstructed and modeled tropical temperatures. *Journal of Geophysical Research*, 111, s. 1-13.

**Programy:**

COOK, E. R., KRUSIC, P. L. (2006): ARSTAN. Palisades: Tree-Ring Laboratory, Lamont-Doherty Earth Observatory.

KNIBBE, B. (2004): PAST 4. Brunn, SCIEM.